

Prognose von Konjunkturtest-Salden mit Hilfe
eines modifizierten Markoff-Verfahrens: Eine
empirische Untersuchung, durchgeführt mit
Konjunkturtest-Daten für den Werkzeugma-
schinenbau des Ifo-Instituts für Wirtschaftsfor-
schung München

Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des Grades
Doctor rerum politicarum (Dr. rer. pol.)
an der Ludwig-Maximilians-Universität München

vorgelegt von
Johann Peter Bauer

1975



Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41551923_0023

**Prognose von Konjunkturtest-Salden mit Hilfe
eines modifizierten Markoff-Verfahrens: Eine
empirische Untersuchung, durchgeführt mit
Konjunkturtest-Daten für den Werkzeugma-
schinenbau des Ifo-Instituts für Wirtschaftsfor-
schung München**

**Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des Grades
Doctor rerum politicarum (Dr. rer. pol.)
an der Ludwig-Maximilians-Universität München**

**vorgelegt von
Johann Peter Bauer**

1975

Referent: Prof. Dr. O. Anderson

Korreferent: Prof. Dr. E. von Böventer

Promotionsabschlußberatung: 21. Juli 1975



Meiner Frau

Meinen Eltern

Meinen Lehrern

in Dankbarkeit gewidmet

G l i e d e r u n g

	Seite
A Einführung	1
B Markoff-Ketten	4
1. Einführung in die Theorie der Markoff-Ketten	4
1.1. Der stochastische Prozeß	
1.1.1. Definition	
1.1.2. Klassifizierung der stochastischen Prozesse	
1.1.3. Stochastische Ketten	
1.2. Die homogenen Markoff-Ketten	
1.2.1. Definition der Markoff-Kette	
1.2.2. Übergangs- und Zustandswahrscheinlichkeit	
1.2.3. Eigenschaften der Übergangsmatrix und des Zustandsvektors	
1.2.4. Berechnung von Zustandsvektoren aus Anfangsverteilung und stationärer Übergangsmatrix	
2. Markoff-Ketten in der ökonomischen Theorie	12
2.1. Eine kurze Begründung für die Verwendung stochastischer Methoden für die Bewältigung ökonomischer Probleme	
2.2. Zwei Beispiele für die Anwendung der Markoff-Ketten in der ökonomischen Theorie	
2.3. Markoff-Ketten in konjunkturtheoretischen Modellen	
C Der Konjunkturtest (KT) des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung	16
1. Darstellung des Ifo-KT	16
1.1. Ursprung des Verfahrens	
1.2. Ziele des Ifo-KT	
1.3. Charakteristika der Befragung	
1.3.1. Kreis der Befragten	
1.3.2. Art und Inhalt der Befragung	
1.3.3. Technik der Erhebung	
1.4. Aufbereitung der Testbögen	
2. Auswertung der KT-Daten	25
2.1. Konjunkturdiagnose	
2.1.1. Der Konjunkturspiegel	
2.1.2. Kumulierte KT-Salden	
2.2. Konjunkturprognose	
2.2.1. Prognosecharakter von KT-Daten	
2.2.2. Das Geschäftsklima	

	Seite
3. Zustand und Übergang beim Ifo-KT	28
3.1. Dreiwertigkeit der Antworten	
3.2. Dreiwertigkeit und Zustandsraum	
3.3. Die monatliche Erhebung und Übergang	
3.4. Ein Plausibilitätsargument für die Anwendung der Markoff-Ketten beim Ifo-KT	
3.5. Ein "modifiziertes Markoff-Verfahren"	
D Schätzung der Anfangsverteilungen und der Übergangs- matrizen aus den Ifo-KT-Daten für das "modifizierte Markoff-Verfahren"	35
1. Schätzung aus dem nicht-aggregierten Ur- material (Mikroschätzung)	35
1.1. Schätzung der Anfangsverteilungen	
1.2. Schätzung der Übergangsmatrizen	
1.2.1. Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzung	
1.2.1.1. Die Mikro-Likelihood-Funktion	
1.2.1.2. Der Modalwert der Mikro-Likelihood-Funktion	
1.2.1.3. Die Gewinnung der Schätzwerte aus dem Urmaterial	
1.2.2. Mikro-Bayes-Schätzung	
1.2.2.1. Einige grundlegende Bemerkungen	
1.2.2.2. Die Mikro-a-priori-Dichtefunktion	
1.2.2.3. Die Mikro-a-posteriori-Dichtefunktion	
1.2.2.4. Der Modalwert der Mikro-a-posteriori-Dichte- funktion als Bayes'sche Schätzfunktion	
1.2.3. Die Gewinnung der Mikro-a-priori-Informationen	
1.2.3.1. Die Methode I	
1.2.3.2. Die Methode II	
1.2.3.3. Die Methode III	
2. Schätzung aus dem aggregierten Material (Makroschätzung)	62
2.1. Schätzung der Anfangsverteilungen	
2.2. Schätzung der Übergangsmatrizen	
2.2.1. Makro-Maximum-Likelihood-Schätzung	
2.2.1.1. Die Makro-Likelihood-Funktion	
2.2.1.2. Der Modalwert der Makro-Likelihood-Funktion	
2.2.1.3. Eine Lösung unter Einschluß der Restriktionen	
2.2.2. Makro-Bayes-Schätzung	
2.2.2.1. Die Makro-a-posteriori-Dichtefunktion	
2.2.2.2. Der Modalwert der Makro-a-posteriori-Dichte- funktion	
2.2.2.3. Eine Lösung unter Einschluß der Restriktionen	
2.2.3. Die Gewinnung der Makro-a-priori-Informationen	
2.2.3.1. Die Methode IV	
2.2.3.2. Die Meso-Bayes-Schätzung	

	Seite
E Prognose der Zustandswahrscheinlichkeiten und der KT-Salden	85
1. Prognose der Zustandswahrscheinlichkeiten	85
1.1. Prognose der Zustandsvektoren mit Hilfe des "modifizierten Markoff-Verfahrens"	
1.2. Das Problem der zeitlichen Zuordnung	
2. Prognostizierte Zustandswahrscheinlichkeiten und KT-Salden	88
2.1. Aussage der prognostizierten Zustandswahrscheinlichkeiten	
2.2. Prognose der KT-Salden aus prognostizierten Zustandswahrscheinlichkeiten	
F Die Ergebnisse der empirischen Untersuchung für den Werkzeugmaschinenbau	91
1. Untersuchungsgesamtheit und Zeitraum der Untersuchung	91
2. Ex-post-Prognosen der KT-Salden der Geschäftslage: Darstellung der Ergebnisse sowie deren Vergleich mit den zugehörigen Referenzreihen	93
2.1. Verwendung des Mikromaterials für die Schätzungen	
2.1.1. Anwendung der Ergebnisse der Maximum-Likelihood-Schätzmethode für die Prognosen der KT-Salden der Geschäftslage-Beurteilung und Geschäftslage-Erwartung	
2.1.2. Anwendung der Ergebnisse der Bayes'schen Schätzmethode für die Prognosen der KT-Salden der Geschäftslage-Beurteilung	
2.2. Verwendung des Makromaterials für die Schätzungen	
2.2.1. Anwendung der Ergebnisse der Maximum-Likelihood-Schätzmethode für die Prognosen der KT-Salden der Geschäftslage-Beurteilung und Geschäftslage-Erwartung	
2.2.2. Anwendung der Ergebnisse der Bayes'schen Schätzmethode für die Prognosen der KT-Salden der Geschäftslage-Beurteilung	
2.3. Verwendung von Mikro- und Makromaterial für Bayes'sche Schätzungen und daraus resultierende Prognosen der KT-Salden der Geschäftslage-Beurteilung	
3. Wertung der Ergebnisse und Ausblick	125
G Literaturverzeichnis	129
H Anhang	

A Einführung⁰⁾

"Darüber Aussagen zu machen, was in drei Monaten in der deutschen Volkswirtschaft sein wird, würde ich mich niemals entschließen können. Was aber in 30 Jahren sein wird, darüber kann man viel eher etwas aussagen!" Dies bemerkte W. Sombart 1928 im Schlußwort zur Diskussion über sein Referat: 'Die Wandlungen des Kapitalismus.'¹⁾ Inzwischen ist fast ein halbes Jahrhundert vergangen, in dem das Instrumentarium der volkswirtschaftlichen Prognose erheblich erweitert und verfeinert wurde. Ich würde heute, aufgrund dieser Entwicklung, eher der Umkehrung des Sombart'schen Satzes zustimmen, wenngleich Fehler bei kurzfristigen Prognosen auch in unseren Tagen nicht auszuschließen sind. Keineswegs möchte ich jedoch A. Sauvy zustimmen, von dem folgendes Zitat stammt: "Le difficile n'est pas de faire de la prévision, mais au contraire de ne pas en faire."²⁾ Vielmehr bin ich der Meinung, daß es trotz möglicher Fehler nicht nur nützlich, sondern notwendig ist -gerade in der wirtschaftlichen Situation der Gegenwart- Konjunkturprognosen zu erstellen, wenn wir Konjunkturprognose verstehen wollen als "eine Aussage über die Entwicklung der Wirtschaft und einzelner ihrer Teile in der Zukunft."³⁾

Zu einem guten Prognoseverfahren gehört eine möglichst genaue Vorhersage der Tendenz -vor allem natürlich der Tendenzwenden- und eine annähernd genaue Aussage über das Ausmaß der Veränderungen im Zeitablauf.⁴⁾ Selbstverständlich sollen Tendenz sowie Tendenzwende und das Ausmaß der Veränderungen mit dem größtmöglichen Lead prognostiziert werden.

0) Zur Zitierweise: Bei allen Zitaten wird in der Fußnote nur der Autor angegeben. Hinter dem zitierten Autor steht in Klammer die Nummer, unter der das zitierte Werk im Literaturverzeichnis steht. Nach dieser Nummer steht die Seite (bzw. die Seiten) der (bzw. denen) das Zitat in dem entsprechenden Werk entnommen wurde.

1) W. Sombart (39 , S. 126)

2) A. Sauvy (36 , S. 152)

3) F. Stutz (44 , S. 6)

4) F. Stutz (44 , S. 6 f.)

Voraussetzung für eine gute Konjunkturprognose ist stets eine zuverlässige Konjunkturdiagnose. Beides versucht das Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung (München) mit Hilfe des Konjunkturtests (KT) zu erreichen. Eine, wenn nicht die zentrale Größe im Rahmen des Konjunkturtests ist der sog. KT-Saldo. Er wird für verschiedene Variable (z.B. Geschäftslagebeurteilung, Produktionstätigkeit usw.) monatlich aus den Konjunkturtestdaten ermittelt. Er geht in Trendkurven ebenso ein, wie in Konjunkturindikatoren. Unter diesen Indikatoren ist vor allem das Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft zu erwähnen, von dem Ch. C. Roberts in einer noch nicht veröffentlichten Studie über makroökonomische Konjunkturindikatoren beim Vergleich des Geschäftsklimas mit Indikatoren anderer Stellen feststellt: ... "Indes konnte man einen Indikator, das Ifo-Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft, ausfindig machen, der nach allen Kriterien, auch jenes bezüglich des Vorlaufes, eine, gemessen an den anderen Indikatorreihen überdurchschnittliche 'Performance' vorzuweisen hat. Allerdings ist zu bemerken, daß auch dieser Indikator nicht alle Wendepunkte mit einem Lead angezeigt hat und daß der Lead nicht unerheblich variiert von Wendepunkt zu Wendepunkt."¹⁾

Einen der angesprochenen Mängel - nämlich das Fehlen von Leads - kann man versuchen dadurch zu beheben, daß man die für die Konjunkturprognose benötigten KT-Salden prognostiziert. Diese Prognose, die im Gegensatz zur Konjunkturprognose mit Material-

1) Ch. C. Roberts (35 , S. 64)

prognose bezeichnet werden soll, ist das Anliegen der vorliegenden Arbeit. Sie muß nicht auf KT-Salden beschränkt bleiben, die ausschließlich der Konjunkturprognose dienen, sondern kann auch für solche durchgeführt werden, die der Konjunkturdiagnose dienen.

Die Theorie der Markoff-Ketten wird das Instrumentarium -wenn auch in modifizierter Form- für die gewünschte Materialprognose bereitstellen. Dabei wird das Hauptproblem (s. Teil D) die Schätzung der Übergangsmatrizen sein. Diese Schätzung wird mit zwei Methoden (Maximum-Likelihood- und Bayes'sche Methode) auf drei Ebenen (Mikro-, Meso- und Makroebene) vorgenommen. Die nach diesen Methoden geschätzten Übergangsmatrizen dienen über einen Markoff-Ansatz der Prognose von Zustandswahrscheinlichkeiten, mit deren Hilfe dann schließlich die KT-Salden prognostiziert werden. Die Ergebnisse der Übertragung dieses Verfahrens auf die Ifo-KT-Daten aus dem Bereich Werkzeugmaschinenbau werden abschließend in Teil F dargestellt.

Da das Markoff-Modell das Grundgerüst der ganzen Untersuchung ist, wollen wir uns ihm zunächst im folgenden Teil B zuwenden.

B Markoff - Ketten

1. Einführung in die Theorie der Markoff-Ketten

1.1. Der stochastische Prozeß¹⁾

1.1.1. Definition des stochastischen Prozesses und seine Charakterisierung

Def.: Eine Familie von Zufallsvariablen $\{X_t, t \in T_0\}$ wird stochastischer Prozeß γ genannt.

Der stochastische Prozeß γ wird durch zwei Mengen charakterisiert. Es sind dies der Parameterraum T_0 und der Zustandsraum S . T_0 ist eine geordnete Indexmenge, die endlich, abzählbar unendlich oder überabzählbar sein kann.²⁾ Wie in der vorliegenden Arbeit, wird $t \in T_0$ meist als Zeit interpretiert, d.h. T_0 ist dann eine Menge von Zeitpunkten oder Zeitintervallen.

Der Zustandsraum S ist die Vereinigung der Mengen S_t ($t \in T_0$), wobei S_t der Wertebereich der Zufallsvariablen X_t ist. Auch S kann endlich, abzählbar unendlich oder überabzählbar sein. Ist S endlich, z.B. $S = \{1, 2, \dots, r\}$, so sagt man, der Prozeß (das System) besitze r Zustände.³⁾

Betrachtet man ein beliebiges endliches n -Tupel $(t_1, t_2, \dots, t_n)$ von Elementen aus T_0 , dann sind durch einen stochastischen Prozeß γ die n -dimensionalen gemeinsamen Verteilungsfunktionen

$$\begin{aligned} (B \ 1.1.1.) \quad F(t_1, t_2, \dots, t_n; x_1, x_2, \dots, x_n) &= \\ &= W\{(X_{t_1} \leq x_1) \cap (X_{t_2} \leq x_2) \cap \dots \cap (X_{t_n} \leq x_n)\} \end{aligned}$$

der Zufallsvariablen $X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n}$ eindeutig bestimmt.

1) Vgl. zu diesem Punkt beispielsweise F. Ferschl (14), L. Takacs (45), A.T. Bharucha-Reid (7).

2) In dieser Untersuchung wird $T_0 \in \mathbb{R}$ als endlich angenommen.

3) In dieser Arbeit wird S endlich sein, speziell mit $r = 3$.

1.1.2. Klassifizierung der stochastischen Prozesse

Je nachdem, ob es sich beim Parameterraum T_0 und beim Zustandsraum S um abzählbare (diskret) oder überabzählbare (stetig) Mengen handelt, kann man vier Typen von besonderer Bedeutung herausstellen. Ferschl¹⁾ hat folgende Einteilung vorgenommen:

Typ	Parameterraum	Zustandsraum
I	diskret	diskret
II	stetig	diskret
III	diskret	stetig
IV	stetig	stetig

Man kann aber auch, indem man von den Eigenschaften der n -dimensionalen Verteilungsfunktion (1.1.1.) ausgeht, Gruppen von stochastischen Prozessen bilden. Man unterscheidet dann in

- a) Stationäre Prozesse²⁾
- b) Markoff-Prozesse
- c) Martingale

1.1.3. Stochastische Ketten

Liegt ein stochastischer Prozeß vom Typ I vor mit

$$S = \{c_1, c_2, c_3, \dots\} \text{ und } T_0 = \{0, 1, 2, \dots\},$$

so nennt man diesen stochastischen Prozeß eine stochastische Kette.³⁾ Um Eigenschaften einer stochastischen Kette herzuleiten, soll zwischen den Elementen $c_1, c_2, c_3, \dots$ von S und $k_0, k_1, k_2, \dots$ unterschieden werden, wobei k_t das Element von S bezeichnet, das im Zeitpunkt $t = 0, 1, 2, \dots$ beobachtet wird.

1) F. Ferschl (14, S. 6)

2) Eine wichtige Klasse von stochastischen Prozessen sind die stationären Prozesse, die dadurch gekennzeichnet sind, daß sie "invariant gegenüber Verschiebungen des Beobachtungszeitpunktes" sind. Ferschl, F. (14, S. 9)

3) F. Ferschl (14, S. 12)

Wir bezeichnen das zufällige Ereignis

$$\{(X_t=k_t) \cap (X_{t-1}=k_{t-1}) \cap \dots \cap (X_0=k_0)\}$$

als Basisereignis der Dimension t und fragen nun nach der Wahrscheinlichkeit, daß dieses Basisereignis eintritt oder, anders formuliert, nach der Wahrscheinlichkeit, daß vom stochastischen Prozeß der Pfad $\langle k_0, k_1, \dots, k_t \rangle$ durchlaufen wird. Es gilt dann

$$\begin{aligned} \text{(B 1.1.3.)} \quad W\{(X_t=k_t) \cap (X_{t-1}=k_{t-1}) \cap \dots \cap (X_1=k_1) \cap (X_0=k_0)\} = \\ = W\{(X_0=k_0)\} W\{(X_1=k_1) \mid (X_0=k_0)\} \cdot \\ \cdot W\{(X_2=k_2) \mid (X_1=k_1) \cap (X_0=k_0)\} \dots \\ W\{(X_t=k_t) \mid (X_0=k_0) \cap (X_1=k_1) \cap \dots \cap (X_{t-2}=k_{t-2}) \cap \\ \cap (X_{t-1}=k_{t-1})\} \end{aligned}$$

Aufgrund von (B 1.1.3.) ersieht man, daß eine stochastische Kette bestimmt ist, wenn

- a) ihre Anfangsverteilung $W\{X_0=k_0\}$ und
- b) alle bedingten Wahrscheinlichkeiten der Form

$$W\{(X_t=k_t) \mid (X_0=k_0) \cap (X_1=k_1) \cap \dots \cap (X_{t-1}=k_{t-1})\} \text{ mit } t \in T_0$$

gegeben sind.¹⁾

1.2. Homogene Markoff-Ketten²⁾

Die Markoff-Kette bildet einen Sonderfall der stochastischen Kette. Die homogene Markoff-Kette wiederum ist ein Spezial-

1) Bei $t \in T_0$ wird künftig immer unterstellt, daß $t \geq 1$.

2) Vgl. hierzu z.B. F. Fersch (14, S. 13 ff.) und L. Takacs (45, S. 10 ff.)

fall der Markoff-Kette, den wir etwas weiter unten behandeln werden. Zunächst die Definition der Markoff-Kette.

1.2.1. Definition der Markoff-Kette

Def.: Eine stochastische Kette heißt Markoff-Kette, wenn für alle $k_0, k_1, \dots, k_{t-1}, k_t$ und alle $t \geq 1$ gilt:

$$\begin{aligned} \text{(B 1.2.1)} \quad W\{(X_t=k_t) \mid (X_{t-1}=k_{t-1}) \cap \dots \cap (X_0=k_0)\} = \\ = W\{(X_t=k_t) \mid (X_{t-1}=k_{t-1})\} \end{aligned}$$

Die Gleichung (1.2.1.) gibt die sog. Markoff-Eigenschaft wieder, die sich wie folgt beschreiben läßt: Die Markoff-Kette ist ein stochastischer Prozeß mit begrenzter Nachwirkung, d.h. nur der gegenwärtige Zustand beeinflusst das zukünftige Verhalten, während die Vergangenheit keinen Einfluß mehr auf die Zukunft hat.

1.2.2. Übergangs- und Zustandswahrscheinlichkeit

Wir haben in 1.1.3. gezeigt, wodurch eine stochastische Kette bestimmt ist. Wenn wir auf Gleichung (1.1.3.) die Markoff-Eigenschaft anwenden, dann kann man sagen, daß eine Markoff-Kette bestimmt ist, wenn bekannt sind,

- a) die Anfangsverteilung $W\{X_0=k_0\}$ und
- b) alle bedingten Wahrscheinlichkeiten der Form $W\{(X_t=k_t) \mid (X_{t-1}=k_{t-1})\}$ mit $t \in T_0$.

Die Wahrscheinlichkeiten $W\{(X_t=k_t) \mid (X_{t-1}=k_{t-1})\}$ bezeichnet man als Übergangswahrscheinlichkeiten erster Ordnung. Wir wollen nun noch folgende Schreibweise für Übergangswahrscheinlichkeiten (erster Ordnung) einführen:¹⁾

$$W\{(X_t=k_t) \mid (X_{t-1}=k_{t-1})\} = W\{(X_t=j) \mid (X_{t-1}=i)\} = p_{ij}(t) \quad \text{für } i, j \in S; \\ t \in T_0$$

1) Übergangswahrscheinlichkeiten m-ter Ordnung kann man allgemein wie folgt definieren:

Def.: Es sei $0 \leq s \leq t$ und $t-s = m$. Dann nennt man

$$W\{(X_t=j) \mid (X_s=i)\} = p_{ij}(t/s) = p_{ij}^{(m)} \quad \text{Übergangswahrscheinlichkeit} \\ \text{m-ter Ordnung.}$$

$p_{ij}(t)$ bezeichnet dabei die Wahrscheinlichkeit, daß das ("betrachtete") System zwischen den Zeitpunkten $t-1$ und t vom Zustand i in den Zustand j übergeht.

Def.: Gilt für eine Markoff-Kette $p_{ij}(t) = p_{ij}$ mit $t \in T_0$, d.h. sind die Übergangswahrscheinlichkeiten unabhängig vom Parameter t , so heißt diese Markoff-Kette homogen, oder man sagt auch Markoff-Kette mit stationären Übergangswahrscheinlichkeiten.

Sowohl die Übergangswahrscheinlichkeiten $p_{ij}(t)$ als auch p_{ij} lassen sich, falls $S = \{1, 2, \dots, r\}$ in sog. Übergangsmatrizen zusammenfassen.¹⁾

$$\underline{P}(t) = (p_{ij}(t)) = \begin{pmatrix} p_{11}(t) & p_{12}(t) & \dots & p_{1r}(t) \\ p_{21}(t) & p_{22}(t) & \dots & p_{2r}(t) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{r1}(t) & p_{r2}(t) & \dots & p_{rr}(t) \end{pmatrix} \text{ mit } t \in T_0$$

$$\underline{P} = (p_{ij}) = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1r} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2r} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{r1} & p_{r2} & \dots & p_{rr} \end{pmatrix}$$

1) Anmerkung: Matrizen und Vektoren werden durch Unterstreichen des sie charakterisierenden Buchstabens (z.B. P , p) gekennzeichnet.
Übergangsmatrix: $\underline{P}$, Zustandsvektor: $\underline{p}$

Neben den Übergangswahrscheinlichkeiten ist es die Anfangsverteilung $W\{X_0=k_0\}$, die eine Markoff-Kette eindeutig bestimmt. Beginnt die Kette im Zeitpunkt $t \in T_0$, so wollen wir schreiben:

$$W\{X_t=k_t\} = W\{X_t=i\} = p_i(t) \quad \text{mit } i \in S$$

$$\text{für } t=0 \quad W\{X_0=k_0\} = W\{X_0=i\} = p_i(0) \quad \text{mit } i \in S$$

Wir nennen $p_i(t)$ die Zustandswahrscheinlichkeit für den Zustand i im Zeitpunkt t . Gilt wiederum $S = \{1, 2, \dots, r\}$, so lassen sich die r Zustandswahrscheinlichkeiten im Zeitpunkt $t \in T_0$ zu einem sog. Zustandsvektor $\underline{p}(t)$ zusammenfassen:¹⁾

$$\underline{p}(t) = (p_i(t)) = (p_1(t), p_2(t), \dots, p_r(t))$$

1.2.3. Eigenschaften der Übergangsmatrix und des Zustandsvektors

Die quadratische Matrix $\underline{P}$ (ebenso natürlich die Matrix $\underline{P}(t)$) ist eine stochastische Matrix, für deren Elemente gelten:

$$(a) \quad 0 \leq p_{ij} \leq 1 \quad \text{bzw.} \quad 0 \leq p_{ij}(t) \leq 1 \quad i, j \in S^{2)}$$

$$(b) \quad \sum_{j \in S} p_{ij} = 1 \quad \text{bzw.} \quad \sum_{j \in S} p_{ij}(t) = 1 \quad \text{mit } t \in T_0$$

Aus diesen Eigenschaften folgt, daß die Matrix $\underline{P}$ bzw. $\underline{P}(t)$ wenigstens einen Eigenwert mit dem Wert eins besitzt. Wir wollen diesen Eigenwert mit λ_1 bezeichnen. Für jeden Eigenwert λ_ℓ gilt³⁾

$$|\lambda_\ell| \leq 1$$

Für die Elemente des Zustandsvektors $\underline{p}(t)$ gelten folgende Beziehungen:

$$(c) \quad 0 \leq p_i(t) \leq 1 \quad \text{für alle } i \in S \text{ und } t \in T_0$$

$$(d) \quad \sum_{i \in S} p_i(t) = 1 \quad \text{für alle } t \in T_0$$

1) Mit $\underline{p}(t)$ bezeichnen wir $(1 \times r)$ -Zeilenvektor, während $\underline{p}'(t)$ den $(r \times 1)$ -Spaltenvektor darstellt.

2) Es gelte hier $S = \{1, 2, \dots, r\}$, $r \in \mathbb{N}$, $r \geq 2$

3) Beweise für diese Eigenschaften s. z.B. R.A.Howard (18, S.129)

1.2.4. Berechnung von Zustandsvektoren aus Anfangsverteilung und stationärer Übergangsmatrix

Da eine homogene Markoff-Kette durch die Anfangsverteilung (wir wollen sie hier mit $\underline{p}(t_0)$ bezeichnen) und die Übergangsmatrix $\underline{P}$ eindeutig bestimmt ist, lassen sich für $t > t_0$ auch die Zustandsvektoren $\underline{p}(t)$ t_0 , $t \in T_0$ berechnen. Es gilt:

$$\begin{aligned}\underline{p}(t_0+1) &= \underline{p}(t_0) \underline{P} \\ \underline{p}(t_0+2) &= \underline{p}(t_0+1) \underline{P} = \underline{p}(t_0) \underline{P} \underline{P} = \underline{p}(t_0) \underline{P}^2 \\ \underline{p}(t_0+3) &= \underline{p}(t_0+2) \underline{P} = \underline{p}(t_0+1) \underline{P} \underline{P} = \underline{p}(t_0) \underline{P} \underline{P} \underline{P} = \underline{p}(t_0) \underline{P}^3 \\ &\vdots \\ \underline{p}(t_0+m) &= \underline{p}(t_0+m-1) \underline{P} = \dots = \underline{p}(t_0) \underline{P}^m\end{aligned}$$

Falls $t = t_0+m$ und $t_0 = 0$, so schreiben wir

$$\underline{p}(t) = \underline{p}(m) = \underline{p}(0) \underline{P}^m \quad (\text{B 1.2.4.})$$

Die Elemente der stochastischen Matrix $\underline{P}^m$ heißen m-stufige Übergangswahrscheinlichkeiten (oder Übergangswahrscheinlichkeiten m-ter Ordnung, s. 1.2.2. Fußnote 1), d.h. die Elemente $p_{ij}^{(m)}$ von $\underline{P}^m$ sind die (bedingten) Wahrscheinlichkeiten für einen Übergang vom Zustand i in den Zustand j in m Übergängen bzw. Zeiteinheiten.

Für $m = 0$ setzen wir

$$p_{ij}^{(0)} = \begin{cases} 0 & \text{für } i \neq j \\ 1 & \text{für } i = j \end{cases}, \text{ d.h. } \underline{P}^0 = \underline{I} \text{ (I: Einheitsmatrix)}$$

Für $m = 1$ schreiben wir

$$p_{ij}^{(1)} = p_{ij}$$

Von Interesse ist nun die Bestimmung von Übergangswahrscheinlichkeiten m -ter Ordnung. Man kann diese rekursiv aufgrund des Theorems der Gesamtwahrscheinlichkeit erhalten durch

$$p_{ij}^{(m)} = \sum_{i_1, i_2, \dots, i_{m-1} \in S} p_{ii_1} p_{i_1 i_2} \cdot \dots \cdot p_{i_{m-1} j}$$

Liegt eine Markoff-Kette vor mit $S = \{1, 2, \dots, r\}$ und sind die Eigenwerte λ_ℓ von $\underline{P}$, d.h. die Wurzeln der Gleichung $|\underline{P} - \lambda \underline{I}| = 0$ einfach¹⁾, so läßt sich $\underline{P}^m$ darstellen als

$$\underline{P}^m = \sum_{\ell=1}^r \lambda_\ell^m \underline{C}_\ell = \underline{C}_1 + \sum_{\ell=2}^r \lambda_\ell^m \underline{C}_\ell$$

da wir (ohne Verlust der Allgemeingültigkeit) $\lambda_1 = 1$ gesetzt haben. Die Matrizen $\underline{C}_\ell$ ($\ell=1, 2, \dots, r$), die von m unabhängig sind, besitzen folgende Eigenschaften:

$$\sum_{\ell=1}^r \underline{C}_\ell = \underline{I} \quad \text{und} \quad \underline{C}_\ell \underline{C}_k = \begin{cases} \underline{C}_k, & \text{wenn } \ell=k \\ \underline{0}, & \text{wenn } \ell \neq k \end{cases} \quad (2)$$

Die Matrix $\underline{C}_1$ bezeichnet man als den stationären Teil von

$\underline{P}^m$ und $\sum_{\ell=2}^r \lambda_\ell^m \underline{C}_\ell$ als transienten Teil von $\underline{P}^m$. $\underline{C}_1$ ist eine

stochastische Matrix, $\underline{C}_2, \underline{C}_3, \dots, \underline{C}_r$ sind sog. Differentialmatrizen, deren Zeilensummen je null sind.³⁾

1) Mit $|\underline{P} - \lambda \underline{I}|$ bezeichnen wir die Determinante der Matrix $\underline{P} - \lambda \underline{I}$.

2) Mit $\underline{0}$ bezeichnen wir eine Nullmatrix.

3) Vgl. hierzu z.B. L. Takacs (45, S. 16 ff.) oder R. A. Howard (19, S. 59 ff.)

2. Markoff-Ketten in der ökonomischen Theorie

Nach dieser knappen Einführung in die Theorie der Markoff-Ketten soll in diesem Punkt die Brücke geschlagen werden zum Teil C. Es soll zunächst kurz begründet werden, warum es sinnvoll ist, bei ökonomischen Problemen stochastische Methoden zu verwenden.

2.1. Eine kurze Begründung für die Verwendung stochastischer Methoden bei der Bewältigung ökonomischer Probleme

Bei vielen ökonomischen Problemen muß man davon ausgehen, daß sich "weder eine ökonomische Gesetzmäßigkeit formulieren noch etwa eine Prognose aufstellen (läßt), solange die aufgefundenen empirischen Zahlen (die der Aufstellung der Gesetzmäßigkeit oder der Prognose zugrunde liegen) nicht als zufällige Ergebnisse erklärt sind, die zufolge bestimmter Wahrscheinlichkeiten aufgetreten sind."¹⁾ Betrachtet man eine Volkswirtschaft -es genügt schon der Teil einer Wirtschaftsbranche (z.B. Werkzeugmaschinenbau)- als System, also als "Ansammlung miteinander in Beziehung stehender Teile",²⁾ so lassen sich quantitative und tendenzielle Aussagen -sogar bei ex-post-Analysen- eigentlich nur innerhalb jener Grenzen machen, die die Stochastik zieht. Der Grund dafür ist m.E. einleuchtend: Die am Wirtschaftsprozess Teilnehmenden (z.B. die Unternehmer) entscheiden -bis zu einem gewissen Grad- frei über ihr Verhalten in diesem wirtschaftlichen Prozeß. Somit ist das Ergebnis dieser freien Entscheidungen nicht eindeutig determiniert, wie zahlreiche Erfahrungen aus der Vergangenheit zeigen. Selbst wenn bisweilen deterministische Beziehungen auftreten, so kann man sie als Spezialfall von stochastischen auffassen. Dieser Spezialfall ist immer dann gegeben, wenn eine (degenerierte) Zufallsvariable ihre Realisationen mit Wahrscheinlichkeit eins annimmt. Es ist deshalb m.E. angezeigt, bei der Bewältigung ökonomischer Probleme stochastische Methoden zu verwenden.

1) G. Menges (32, S. 19)

2) S. Beer (6 , S. 24 ff.)

2.2 Zwei Beispiele für die Anwendung der Markoff-Ketten in der ökonomischen Theorie

Eine spezielle Kategorie stochastischer Methoden stellen die stochastischen Prozesse und darunter vor allem die Markoff-Ketten dar. Sie werden sowohl in der Mikro- als auch in der Makrotheorie angewandt. Betrachtet man in der Oligopoltheorie z.B. ein Duopol, so kann man die Konkurrenzkämpfe mit Hilfe der Theorie der Markoff-Ketten mit zwei absorbierenden Zuständen¹⁾ erklären und die Ruinwahrscheinlichkeit berechnen.²⁾ Ein anderes Beispiel ist die Anwendung der Theorie der Markoff-Ketten auf das Input-Output-Modell von Leontief. Dabei wird den r "industries" noch ein Bankensektor ($r=0$) hinzugefügt, so daß es $r+1$ Zustände ($i=0,1,\dots,r$) gibt. Die Übergangsmatrix $\underline{P}$ ist wie folgt definiert: $p_{00} = 1$; $p_{0j} = 0$ für $j > 0$;
 $p_{ij} = q_{ij}$ für $i,j > 0$; $p_{i0} = 1 - \sum_{j=1}^r q_{ij}$ für $i > 0$.
Hierbei sind die q_{ij} die technologischen Koeffizienten des Leontief-Modells.³⁾

Im Zusammenhang mit dieser Arbeit interessiert natürlich besonders die Anwendung von Markoff-Ketten in der Konjunkturtheorie. Dieser Anwendung widmet sich der folgende Punkt.

2.3. Markoff-Ketten in konjunkturtheoretischen Modellen

Betrachtet man das Phänomen Konjunktur im Kontext mit der Wachstumstheorie, so kann man Konjunktur als Fluktuation um den Trend auffassen, wobei unter Trend der langfristige Wachstumspfad verstanden werden soll. Diese Schwankungen verlaufen

1) Ein Zustand i heißt absorbierend, wenn $p_{ii} = 1$. Hat ein System einmal einen absorbierenden Zustand erreicht (hier entspräche das dem Ruin des einen der beiden Konkurrenten), so kann dieser nicht mehr verlassen werden.

2) W. Stier (40, S. 26 ff.)

3) J. G. Kemeny, J. L. Snell (20, S. 200 ff.)

grundsätzlich unregelmäßig, sowohl was ihre Frequenz als auch was ihre Amplitude betrifft. Somit liegt es nahe, diese Eigenschaft durch ein adäquates Modell -ein stochastisches Modell- in den Griff zu bekommen. W. Krelle hat dies in seinen "Grundlinien einer stochastischen Konjunkturtheorie"¹⁾ versucht, indem er z.B. die konjunkturellen Wendepunkte durch Zufallseinflüsse erklärt.²⁾ W. Stier hat eine Erklärung des Konjunkturzyklus als stationären stochastischen Prozeß gegeben.³⁾ Mit Hilfe von Grenzwertsätzen leitet er Verteilungen ab (in jedem Fall Normalverteilungen) für die durchschnittliche Erwartung der Einkommensentwicklung aller Wirtschaftssubjekte (S_n) und die durchschnittliche Gesamterwartung der Unternehmer bezüglich der Änderung der Wachstumsrate des quantitativen Outputs (S_m). Das Volkseinkommen $Y_d(t)$, das kurzfristig vom langfristigen Wachstumspfad abweicht, wird als Funktion von S_n und S_m betrachtet. Es entwickelt sich "als stationärer stochastischer Prozeß, da die Globalerwartungen der Konsumenten und Unternehmer zeitlich invarianten Normalverteilungen unterliegen."⁴⁾ Dieser stationäre stochastische Prozeß ist kein Markoff-Prozeß. Es wäre wohl auch zuviel verlangt, mit einem Markoff-Prozeß oder einer Markoff-Kette den Konjunkturverlauf in allen Phasen erklären zu wollen. Das leistet auch die von W. Stier entwickelte Theorie nicht, weil ja auch hier dem konjunkturellen Zyklus immer derselbe stationäre stochastische Prozeß zugrundeliegt. Stier schlägt deshalb vor, die Zeit in Intervalle zu zerlegen und in jedem Intervall einen

1) W. Krelle (23, S. 472 ff.)

2) Zu den Zufallseinflüssen bemerkt Krelle

a) " Zufall muß hier (aber) vom Gesichtspunkt der Konjunkturtheorie verstanden werden; historisch sind die gemeinten Ereignisse (im Konjunkturablauf) natürlich absolut nicht zufällig." (23, S. 473)

b) "Mit Zufallseinflüssen meinen wir, ..., alle Faktoren, die die gesamtwirtschaftliche Aktivität von der rein ökonomisch-systembedingten abweichen lassen." (23,S.480)

3) W. Stier (40 , S. 93 ff.)

4) W. Stier (40 , S. 99)

(neuen) Prozeß beginnen zu lassen.¹⁾ Leider hat es Stier verabsäumt, seine Theorie (zumindest) einer Analyse mit Ex-post-Daten zu unterziehen, denn die Voraussetzung einer konstanten Wachstumsrate des Volkseinkommens beispielsweise sowie die anderen Prämissen seines Modells scheinen mir doch wenigstens zum Teil problematisch zu sein.²⁾ Ferner scheint es mir zweifelhaft, ob es sinnvoll ist, den Zustandsraum als stetig zu betrachten, weil die Meß- und Interpretationsprobleme bei ökonomischen Fragestellungen doch nicht unerheblich sein dürften. Vielmehr ist es m.E. angebracht, zur Bewältigung praktischer ökonomischer Probleme sowohl Parameterraum als auch Zustandsraum diskret zu wählen. Das bedeutet aber nichts anderes als die Verwendung stochastischer Ketten anstelle von stochastischen Prozessen. Warum darüber hinaus in dieser Arbeit ein Spezialfall -die Markoff-Kette- verwandt wurde, kann erst dargelegt werden, wenn die Besonderheiten des Ifo-KT behandelt wurden. Ihm möchte ich mich deshalb im folgenden Teil C zuwenden.

1) W. Stier (40 , S. 107)

2) W. Stier (40 , S. 93 ff.)

C Der Konjunkturtest (KT) des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung^{1) 2)}

1. Darstellung des Ifo-KT

1.1. Ursprung des Verfahrens

Der Konjunkturtest (im folgenden kurz KT genannt) des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung in München hat seinen Ursprung im Jahr 1948, "als Mitarbeiter des späteren Ifo-Instituts Unternehmer-Interviews über die Auswirkungen der Währungsreform durchführten."³⁾ Die Erfahrungen mit dieser Erhebung waren es wohl, die den Anstoß gaben zu einer regelmäßigen Befragung von "Unternehmern über die Marktentwicklung bestimmter Erzeugnisse und Branchen. Diese Methode einer systematischen Erschließung des Wissens, der Ansichten sowie der Pläne und Erwartungen der Unternehmer für die Wirtschaftsbeobachtung erhielt den Namen 'Konjunkturtest'."⁴⁾ Wenn man von den beiden Probebefragungen Ende 1949 absieht, waren es im Januar 1975 genau 25 Jahre her, daß der KT zum ersten Mal durchgeführt wurde.⁵⁾ Daß dieses Verfahren trotz der vergleichsweise langen Zeit seit seiner ersten Anwendung aktuell blieb, liegt wohl in der Zielsetzung des KT begründet.

1) "Ifo" ist die Abkürzung von "Information und Forschung"

2) Die folgenden Ausführungen über den Ifo-KT erheben keinesfalls den Anspruch auf Vollständigkeit. Vielmehr wurde nur auf jenes eingegangen, das im Zusammenhang mit dieser Arbeit notwendig erschien.

3) W. Strigel (41, S. 132)

4) W. Marquardt u. W. Strigel (29 , S. 11)

5) Vgl. W. Strigel (41 , S. 133), H. Langelütke u. W. Marquardt (25, S. 189 ff.)

1.2. Ziele des Ifo-KT¹⁾

Der Abhandlung von W. Strigel: "Die Konjunkturmfragen des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung" habe ich folgendes Zitat entnommen:²⁾

"Die Galilei zugesprochene Äußerung:

'Zähle, was zählbar ist,
Miß, was meßbar ist,
Und was nicht meßbar ist, mache meßbar!'

diente den Konjunkturmfragen des Ifo-Instituts gewissermaßen als Leitspruch. Das wichtigste Ziel, das den Initiatoren dieser in erster Linie der Konjunkturdiagnose und -prognose dienenden Umfragen vor Augen stand, war die Erlangung z u s ä t z - l i c h e r I n f o r m a t i o n e n, wie z.B. über Veränderungen von Urteilen, Plänen und Erwartungen der Unternehmer, also von Daten, welche der Konjunkturbeobachtung nicht zur Verfügung standen."

Neben diese Zielsetzung trat das Verlangen, nicht nur eben mehr Informationen zu erlangen, sondern über dieses Mehr auch möglichst rasch zu verfügen, um die Aktualität der Daten zu sichern. Man erreichte dies, indem man den KT auf eine Teilerhebung beschränkte, von der angenommen werden durfte, daß sie repräsentativ ist.

Schließlich sollte eine "Synchronisation im Datenanfall" erreicht werden, und zwar im Hinblick auf die untersuchte Variable, den betreffenden Wirtschaftsbereich und den interessierenden Zeitpunkt, weil diese Forderung die traditionelle Wirtschaftsstatistik meist nicht erfüllt.

Soweit die Zielsetzungen, die mit dem Komplex Information zusammenhängen.

Was nun den Komplex Forschung angeht, so lassen sich hier im wesentlichen zwei Fragenkreise angeben:

1) Vgl. hierzu W. Strigel (41, S. 129 f.), H. Langelütke u. W. Marquardt (25, S. 190)

2) W. Strigel (41, S. 129)

- (1) Bestehen Zusammenhänge zwischen der tatsächlichen Entwicklung und den Antizipationen der Unternehmer?
- (2) Eignen sich die Urteile und Antizipationen der Unternehmer für Konjunkturprognosen mit Hilfe von Konjunkturindikatoren?

Der Fragenkreis (1) befaßte sich vor allem mit (a) dem Problem der Treffsicherheit, (b) dem unternehmerischen Verhalten und (c) der Quantifizierung qualitativer Informationen.¹⁾ Die Forschungsarbeiten, die sich mit dem Fragenkreis (2) beschäftigen, haben es vor allem zu tun mit den Problemen (a) der Feststellung geeigneter Zeitreihen, (b) der Ausschaltung der Saison und irregulären Komponente, (c) der Festlegung von Referenzreihen, (d) der Konstanz (evtl. sogar Existenz) von Leads und (e) der Bildung geeigneter Indikatoren.²⁾

1.3. Charakteristika der Befragung

Die Zielsetzungen des KT bedingen seine wichtigsten Charakteristika: Unternehmerbefragung, "Statistik ohne Zahlen" und regelmäßige monatliche Teilerhebung. Diese Eigenarten sollen im folgenden kurz dargestellt werden.

1.3.1. Kreis der Befragten³⁾

Die Befragung innerhalb des KT richtet sich an den "Leiter oder eine der leitenden Persönlichkeiten des Betriebes."⁴⁾ Dabei wird unterschieden, ob der Betrieb

1) Literatur zu (1) (a) s. M. Ziegler (47, S. 71 ff.)
" " (1) (b) s. M. Ziegler (47, S. 78 ff.)
" " (1) (c) s. M. Ziegler (47, S. 66 f.)

2) " (2) vgl. z.B. M. Ziegler (47, S. 84 ff.)
sowie W. Strigel (42, S. 185 ff.)
CIRET-Studien Nr. 17, 19, 20, 22

3) Vgl. hierzu W. Marquardt u. W. Strigel (29, S. 28 ff.)

4) H. Langelütke u. W. Marquardt (25, S. 191)

der Industrie, dem Groß- und Einzelhandel oder dem Baugewerbe¹⁾ zugerechnet werden muß.²⁾ Bei der Industrie (ohne Bau, Bergbau, Energie sowie Nahrungs- und Genußmittel) wird in drei Industriehauptgruppen unterteilt: Grundstoff- und Produktionsgüterindustrie, Investitionsgüterindustrie sowie Verbrauchsgüterindustrie. Die Industriehauptgruppen gliedern sich wiederum auf in 26 Industriegruppen, die ihrerseits in 58 Bereiche mit insgesamt 280 Erzeugnissen aufgespalten werden. Beispielhaft sei die Zuordnung eines Betriebes angeführt, der spanabhebende Werkzeugmaschinen herstellt. Dieser Betrieb gehört zur Industrie und hier zur Hauptgruppe Investitionsgüterindustrie. Innerhalb der Industriehauptgruppe wird er der Industriegruppe Maschinenbau zugeordnet. Hier wiederum gehört er dem Bereich Werkzeugmaschinenbau an, bei dem zwei Erzeugnisse (Werkzeugmaschinen für spanabhebende Formung und Werkzeugmaschinen für spanlose Formung) unterschieden werden. Analog ist die Unterteilung bei Groß- und Einzelhandel sowie dem Baugewerbe. Nachfolgende Tabelle 1* soll einen Überblick über den derzeitigen Stand (Februar 1975) geben:

	Industrie- gruppen Handelsbranchen bzw. Bausparten	Be- reiche	Erzeugnisse bzw. Waren- arten	ange- schriebene Firmen pro Monat	antwortende Firmen (Durchschnitt pro Monat)
Industrie	26	58	280	ca. 5300	ca. 4700-5000
Großhandel	20	25	83	ca. 2000	ca. 1600-1800
Einzelhandel	20	13	45	ca. 1500	ca. 1100-1300
Baugewerbe	8	-	-	ca. 950	ca. 750- 850
				insgesamt:	insgesamt:
				ca. 9750	ca. 8150-8950

Tabelle 1 *3) 4)

- 1) Bauhauptgewerbe mit Fertigteilbau für den Hochbau
- 2) Neuerdings wird auch in Betrieben des Gartenbaus und der Landschaftsgestaltung erhoben.
- 3) Quelle: Mündliche Aussage des Leiters der Datenaufbereitungsabteilung, Herrn Forkl, am Ifo-Institut München.
- 4) Der Repräsentationsgrad (gemessen am Umsatz) der angeschriebenen Firmen beträgt bei der Industrie ca. 40%, beim Großhandel ca. 13% und beim Einzelhandel ca. 20%; beim Baugewerbe (gemessen an den Beschäftigten) ca. 76%. Quelle: Mündliche Auskunft von Mitarbeitern des Ifo-Instituts.

1.3.2. Art und Inhalt der Befragung

Um möglichst rasch zusätzliche Informationen von den Unternehmern zu erhalten, galt es, "das Befragungsinstrument so zu konstruieren, daß die Ergebnisse den Informationswünschen der Unternehmer wie der Wirtschaftsforschung entsprachen und die Befragung selbst nicht als 'Belästigung' empfunden wurde."¹⁾ Sollte also der Unternehmer die Befragung nicht als Belästigung empfinden, so mußte er für das Ergebnis interessiert werden, was man durch das Versenden der Konjunkturspiegel (s.u.) als Ergebnis weithin erreichte. Andererseits durfte die Befragung des Unternehmers nicht zu viel Zeit in Anspruch nehmen, mußte Fakten (nicht im Sinne buchhalterischer Größen) erfragen, die ohne Rückgriff auf die Abteilung "Rechnungswesen" bereitgestellt werden konnten. Deshalb, und u.a. wegen der Fragen nach den Plänen und Erwartungen mußte auf "quantitative Fragen" weitgehend verzichtet werden.²⁾ Statt dessen wurden sog. "Tendenzfragen" gestellt. Betrachtet man z.B. diese Tendenzfragen für die Industrie, so lassen sie sich in vier Gruppen einteilen:³⁾

1. Ex-post-Fragen

a) Urteile

z.B.: Wir beurteilen unsere Geschäftslage für XY ⁴⁾

z.Z. als

gut

befriedigend

bzw. saisonüblich

schlecht

b) Veränderungstendenzen

z.B.: Unsere Produktionstätigkeit bezüglich XY ⁴⁾ war gegenüber dem Vormonat

lebhafter

unverändert

schwächer

1) W. Marquardt u. W. Strigel (29, S. 21)

2) Im Rahmen sog. Sonderfragen werden (nicht regelmäßig) auch quantitative Daten erhoben, z.B. der Ausnutzungsgrad von Anlagen (in %).

3) W. Strigel (41, S. 133)

4) XY steht für das erfragte Erzeugnis beim KT für die Industrie

2. Ex-ante-Fragen

a) Urteile

z.B.: Unsere Geschäftslage für XY¹⁾ wird in den nächsten Monaten in konjunktureller Hinsicht -also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen
eher günstiger
etwa gleich bleiben
eher ungünstiger

b) Veränderungstendenzen

z.B.: Unsere Produktionstätigkeit bezüglich XY¹⁾ wird voraussichtlich im Laufe der nächsten drei Monate in konjunktureller Hinsicht -also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen
steigen
etwa gleich bleiben
abnehmen

Während die Ex-post-Fragen der Erfassung von Meinungen über Entwicklungen im vorangegangenen Monat dienen, sollen die Ex-ante-Fragen Aufschluß geben über die Pläne und Erwartungen der Unternehmer für die Zukunft. Je nachdem, ob der KT für die Industrie, den Großhandel, den Einzelhandel oder das Baugewerbe durchgeführt wird, werden bei den Ex-post- und Ex-ante-Fragen andere Variable erfaßt (z.B. Geschäftslage, Produktionstätigkeit usw. in der Industrie; Umsatz, Lagerbestände usw. im Groß- und Einzelhandel; Bestand an Bauaufträgen, Beschäftigte usw. im Baugewerbe).

1.3.3. Technik der Erhebung

Da es u.a. aus Kostengründen unmöglich ist, sich diese Fragen jeden Monat mit Hilfe von Interviewern beantworten zu lassen, werden etwa zwischen dem 22. und dem 25. jeden Monats Fragebögen an die am KT beteiligten Unternehmungen verschickt.²⁾ Diese Test-

1) s. Fußnote 4) S. 20

2) Muster für Fragebögen befinden sich in der Beilage am Ende.

bögen werden (meist) durch Ankreuzen einer der jeweiligen (drei) Antwortalternativen von der für die Beantwortung der KT-Fragen verantwortlichen Person innerhalb der Unternehmung ausgefüllt.¹⁾ Aufgrund von Untersuchungen hat das Ifo-Institut festgestellt, daß 90 v.H. der Verantwortlichen eine leitende Funktion (Inhaber, Vorstandsmitglied, Direktor, Prokurist) innehat und daß die zur Ausfüllung benötigte Zeit in den meisten Fällen etwa 10 Minuten beträgt.²⁾ Die ausgefüllten Testbögen müssen spätestens am 4. des folgenden Monats zurückgesandt werden, damit die Aufbereitung und Auswertung rechtzeitig erfolgen kann.

1.4. Aufbereitung der Testbögen

Die zum Ifo-Institut zurückkommenden Testbögen werden zunächst mit dem jeweiligen Gewicht der meldenden Unternehmung versehen.³⁾ Diesem Vorgehen liegt die Vorstellung zugrunde, "daß der Meldung über eine Produktionssteigerung oder über eine Preissenkung, die von einem Betrieb mit 1 000 Beschäftigten oder 10 Mill. DM Jahresumsatz kommt, eine größere Bedeutung beizumessen ist als der entsprechenden Meldung eines Betriebes mit 100 Beschäftigten oder nur 1 Mill. DM Jahresumsatz."⁴⁾ Je nach der Stellung eines Betriebes innerhalb der Volkswirtschaft gibt der für diese Unternehmung zuständige Fachverband dem Ifo-Institut für die meldenden Firmen eine Liste mit Punkten bzw. Gewichten. Diese Punkte ermitteln die Verbände aus Größen, die für ihren Verband typisch sind, z.B. Beschäftigte, Umsätze, Maschinenstunden usw. Die Antworten auf die einzelnen Fragen des Testbogens für das jeweilige Erzeugnis

1) Bei Fragen quantitativer Art (z.B. bei Sonderfragen) muß natürlich eine Zahl eingetragen werden.

2) Vgl. W. Marquardt u. W. Strigel (29, S. 23 f.)

3) Zur Frage der Gewichtung s. z.B. O. Anderson jun. (2, S.223 ff.)

4) W. Marquardt u. W. Strigel (29, S. 35)

bzw. die jeweilige Ware werden dann auf sog. Aufbereitungsbögen¹⁾ übertragen. Die Art der Aufbereitung soll an einem Beispiel aufgezeigt werden: Werkzeugmaschinen der spanabhebenden Formung werden z.B. in einem Bundesland in 6 Betrieben angefertigt. Davon nehmen 4 Betriebe am KT teil. Diese 4 Unternehmungen sollen im Januar 1974 (O174) bzw. im Februar 1974 (O274) als Antwort gegeben haben z.B. auf die Frage 1:²⁾

Wir beurteilen unsere
Geschäftslage für XY
z. Zt. als

		Betrieb 1	Betrieb 2	Betrieb 3	Betrieb 4
O174	gut	☐	☐	☒	☐
	befriedigend bzw. saisonüblich }	☐	☒	☐	☐
	schlecht	☒	☐	☐	☒
O274	gut	☐	☒	☐	☐
	befriedigend bzw. saisonüblich }	☐	☐	☒	☐
	schlecht	☒	☐	☐	☐

In den Aufbereitungsbögen würde sich dieser Tatbestand wie folgt widerspiegeln, wenn die Kenn-Nummern für die Betriebe wie folgt lauten:

Betrieb 1: Kenn-Nr. 10 834; Betrieb 2: Kenn-Nr. 10 762;

Betrieb 3: Kenn-Nr. 10 922; Betrieb 4: Kenn-Nr. 10 784 (s. Tabellen 2* und 3*).

1) s. Beilage

2) Im folgenden Schema eines Aufbereitungsbogens wurden noch andere Fragen berücksichtigt.

Tabelle 2*

KT Industrie / Berichtsmonat: Januar 1974 / Erzeugnis: Werkzeugmaschinen spanabhebender Formung

Firma		Beurteilung und Entwicklung ...						Pläne und Erwartungen					
		Geschäftslage ¹⁾			Produktion ²⁾			Produktion ³⁾			Geschäftsentwicklung ⁴⁾⁵⁾		
Kenn-Nr.	Punkte	+	=	-	+	=	-	+	=	-	+	=	-
10 922	1	1					1		1				1
10 762	12		12			12		12			12		
10 784	10			10		10			10			10	
10 834	2			2			2	2					2
Σ	25	1	12	12	0	22	3	12	3	10	0	12	13
v.H.	100	4	48	48	0	88	12	48	12	40	0	48	52

Tabelle 3*

KT Industrie / Berichtsmonat: Februar 1974 / Erzeugnis: Werkzeugmaschinen spanabhebender Formung

Firma		Beurteilung und Entwicklung ...						Pläne und Erwartungen					
		Geschäftslage ¹⁾			Produktion ²⁾			Produktion ³⁾			Geschäftsentwicklung ⁴⁾		
Kenn-Nr.	Punkte	+	=	-	+	=	-	+	=	-	+	=	-
10 762	12	12					12		12			12	
10 834	2			2		2			2				
10 922	1		1			1			1			1	
Σ	15	12	1	2	0	3	12	0	15	0	2	13	0
v.H.	100	80	7	13	0	20	80	0	100	0	13	87	0

1) Ergebnis der Frage 1 beim KT für die Industrie (s.Beispiel S.23)

2) " " " 2 " " " " "

3) " " " 8 " " " " "

4) " " " 11 " " " " "

5) Für die Fragen 2, 8 und 11 wurde kein Fragebogenbeispiel (wie für Frage 1) angegeben.

Die Aufbereitungsbögen, wie sie in den Tabellen 2* und 3* wiedergegeben sind, bilden die Grundlage für die weitere Auswertung. Vor allem interessierte bisher im wesentlichen die letzte Zeile, die "v.H.-Zeile" oder die "Anteilszeile", in der die relativen Anteile (aggregiert) der gewichteten "+ = -" - Meldungen enthalten sind.

2. Auswertung der KT-Daten

Die relativen Anteile, die in der sog. "v.H.-Zeile" für die verschiedenen Variablen enthalten sind, gehen als "+"- und/oder "-"-Anteile oder als Differenz zwischen "+"- und "-"-Anteilen -dem sog. KT-Saldo- ein in Schätz- und Prognoseverfahren der unterschiedlichsten Art. Sie bilden zu einem erheblichen Teil die Grundlage für Konjunkturdiagnose und -prognose des Ifo-Instituts. Beispielhaft sei im folgenden auf die beiden Komplexe eingegangen.

2.1. Konjunkturdiagnose

2.1.1. Der Konjunkturspiegel

Von allen Publikationen des Ifo-Instituts ist der sog. Konjunkturspiegel die wohl verbreitetste und bekannteste. Dieser Konjunkturspiegel, der weder Zahlen noch Kurven enthält, "stellt eine farbige Übersicht dar, eine Kombination von Tabelle, Text und farbigem Schaubild."¹⁾ Gemäß den "+-", "= -" und "-"-Anteilen in der "v.H.-Zeile" für die einzelnen Variablen (Geschäftslage, Produktion, Preise usw.) werden für die derzeit erhobenen Erzeugnisse bzw. Waren in einem Feld die entsprechenden Anteile durch Farbflächen charakterisiert. Wenn sich z.B. für den Werkzeugmaschinenbau der spanabhebenden Formung im Januar 1974 auf die Frage nach der Geschäftslage (Frage 1) ergeben hat:

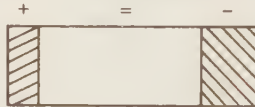
1) H. Langelütke u. W. Marquardt (25, S. 195)

gut 12%

befriedigend 65%

schlecht 23% , so würde dieses Ergebnis

im Konjunkturspiegel für dieses Erzeugnis, diese Variable und in diesem Zeitpunkt wie folgt dargestellt werden:



In einer zueinander rechtwinkligen Anordnung werden auf analoge Weise (für die übrigen Variablen und Erzeugnisse) die volkswirtschaftlichen Sachbereiche (wie Produktion, Preise usw.) mit den fachlichen Marktbereichen in Beziehung gesetzt. "Jedes einzelne Feld dieses Koordinatensystems gibt also je nach seiner Lage Aufschluß über eine bestimmte volkswirtschaftliche Entwicklungstendenz innerhalb eines ganz bestimmten Fachbereiches."¹⁾

2.1.2. Kumulierte KT-Salden

Betrachtet man die "+"-Anteile und die "-"-Anteile bei der Beantwortung einer Frage für eine bestimmte Variable, z.B. Produktion (Frage 2 bzw. 8 beim KT für die Industrie) als gleichwertig, so kann man zwischen diesen "+"- und "-"-Anteilen den sog. KT-Saldo bilden. Werden diese KT-Salden über die betrachteten Zeitpunkte hinweg kumuliert, so erhält man eine kumulative Reihe. O. Anderson jun. hat dieses Verfahren auf die "v.H.-Anteile der KT-Meldungen über Produktionssteigerungen und -rückgänge"²⁾ angewandt und aus der so gewonnenen Reihe -mit Hilfe von Regressionsansätzen- "Indexwerte" ermittelt, die mit den gleitenden 2-Monatsdurchschnitten des amtlichen Produktionsindex verglichen werden

1) H. Langelütke u. W. Marquardt (25 , S. 195)

2) O. Anderson jun. (1 , S. 211)

konnten. Dabei zeigte sich, daß "der Verlauf der Produktionskurve nach dem KT ruhiger als nach dem Produktionsindex"¹⁾ ist, woraus Anderson folgerte, daß der KT in dem betrachteten Bereich "deutlicher die 'reine Konjunktur' widerzuspiegeln (scheint) als der amtliche Produktionsindex."²⁾ Dies ist ein Vorteil, der für die Konjunkturdiagnose von nicht geringer Bedeutung sein kann.

2.2. Konjunkturprognose

2.2.1. Prognosecharakter von KT-Daten³⁾

Da eine fundierte Konjunkturdiagnose meist eine notwendige Voraussetzung ist für eine zuverlässige Konjunkturprognose, haben auch Ex-post-Daten ihren Stellenwert im Rahmen der Konjunkturprognose. Darüber hinaus besitzen gewisse KT-Variablen, die Ex-post-Daten liefern, wegen ihrer Leading-Eigenschaft Prognosecharakter (z.B. Veränderung von Auftragsbeständen).⁴⁾ Trotzdem kann davon ausgegangen werden, daß die Ex-ante-Daten (wie z.B. Geschäftserwartung oder Produktionspläne) vor allem Prognosecharakter besitzen. In einer Fülle von Publikationen⁵⁾ wurde im Zusammenhang mit dem Problem der Treffsicherheit der Prognosecharakter untersucht. Aber auch in jüngster Zeit wurde vom Ifo-Institut im Rahmen der Arbeiten über die Eignung von KT-Daten für Konjunkturindikatoren bzw. für Indikatorsysteme der prognostische Charakter der KT-Daten untersucht.⁶⁾ Einer der Indikatoren ist das eingangs erwähnte Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft. Es soll nun abschließend kurz dargestellt werden.

1) O. Anderson jun. (1 , S. 211)

2) O. Anderson jun. (1 , S. 212)

3) Vgl. z.B. W. Strigel (41, S. 138)

4) Vgl. z.B. J. M. Courtois et al. (10, S. 23), J. D. Lindlbauer et al. (27, S. 18, S. 26 ff.)

5) s. hierzu Fußnote 1) auf S. 18

6) Vgl. hierzu z.B. die Ciret-Studien 17, 19, 20, 22 (letztere noch nicht veröffentlicht) (10), (43), (27), (35)

2.2.2. Das Geschäftsklima

W. Strigel "war bei der Analyse der Geschäftserwartung der Unternehmer" (z.B. Frage 11 beim KT für die Industrie) "zu dem Ergebnis gekommen, daß diese Angaben ohne Berücksichtigung der augenblicklichen konjunkturellen Wachstumskräfte zu Fehlinterpretationen verleiten."¹⁾ Da die Antworten auf die Frage nach der Geschäftserwartung, die sich in den "+", "=", "-", "-"-Anteilen widerspiegeln, ohne den akuten konjunkturellen Background" nicht ohne weiteres für eine Konjunkturprognose geeignet sind, wurden sie verbunden mit den Antworten auf die Frage nach der Geschäftslage, die als Maß für die Konjunkturbeurteilung verwendet werden (s. Frage 1 beim KT für die Industrie). Aus dem KT-Saldo der Geschäftslagebeurteilung (plus 200) und dem KT-Saldo der Geschäftserwartung (plus 200) bildet das Ifo-Institut das geometrische Mittel.²⁾ Dieses geometrische Mittel wird jeweils für die Industrie, den Großhandel, den Einzelhandel und das Baugewerbe errechnet. Das Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft stellt dann das gewogene arithmetische Mittel der einzelnen geometrischen Mittel dar, wobei die Gewichte den Beiträgen der einzelnen Sektoren zum Bruttosozialprodukt entsprechen.³⁾

3. Zustand und Übergang beim Ifo-KT

Wie im Teil B bereits dargelegt, sind Zustand und Übergang die zentralen Begriffe im Zusammenhang mit der Theorie der Markoff-Ketten. Im folgenden soll untersucht werden, wie sich diese Begriffe in das Konzept des Ifo-KT einfügen lassen.

3.1. Dreiwertigkeit der Antworten

Mit Ausnahme weniger Fragen (z.B. Fragen 3 und 10 beim KT für die Industrie, der Frage 2 beim KT für das Baugewerbe)

1) W. Strigel (41, S. 140)

2) Zu den KT-Salden werden jeweils 200 addiert, damit Wurzeln aus negativen Werten vermieden werden.

3) Ch. C. Roberts (35, S. 27)

sind bei den Nicht-Sonderfragen, also den monatlich wiederkehrenden Fragen, jeweils nur drei Antwortmöglichkeiten gegeben. Diesen Sachverhalt bezeichnet Fels als "Dreiwertigkeit der Ifo-Testantworten."¹⁾ Vor allem wegen der Einfachheit der Auswertung und der -zwar großen, aber dennoch endlichen- Anzahl der kombinatorischen Möglichkeiten (bezüglich der Aggregationsproblematik) "war man ... denkbar gut beraten, ... jede Mikrodatenklasse (Variable, d.V.) nur dreiwertig zu machen."¹⁾ Dieses Vorgehen erweist sich aber nicht nur im Lichte der Aggregationsproblematik als vorteilhaft, sondern auch für Probleme, wie sie in dieser Arbeit behandelt werden.

3.2. Dreiwertigkeit und Zustandsraum

Versteht man unter Kommunikation den "physikalischen Vorgang, bei dem irgendwelche Zeichenkomplexe durch irgendein Mittel von einem Ort an einen anderen transportiert werden"²⁾, dann muß für die Übermittlung von Informationen eine zweckmäßige Verschlüsselung gefunden werden, d.h., daß bei "jeder Kommunikation eine Verschlüsselung (und eine Entschlüsselung) stattfindet."²⁾ Wenn nun Information vor diesem Hintergrund betrachtet wird, dann hat sie "zunächst nichts mit Bedeutungen zu tun. Es kommt nicht darauf an, welche Bedeutungen übermittelt werden, sondern darauf, in wieviel verschiedenen Zuständen sich die (Informations-)³⁾ Quelle überhaupt befinden kann."²⁾ Wir können deshalb die jeweilige (der drei möglichen) Antworten auf eine Frage (bzw. Variable oder, mit Fels, "Mikrodatenklasse") als Signal über den Zustand (bezüglich dieser Variablen) der Quelle auffassen. Deswegen und wegen der Dreiwertigkeit der Antworten kann für den einzelnen Unternehmer (für die jeweilige Variable) von einem Zustandsraum mit jeweils drei Zuständen ausgegangen werden.

1) E. Fels (13, S. 75)

2) E. Fels (13, S. 77)

3) Vom Verf. eingefügt.

Mit Hilfe spieltheoretischer Überlegungen kommt Fels zu dem Schluß, daß die Unternehmer "erwarten, daß ihre Signale und die der anderen (vom Verf.: Teilnehmer am n-Personen-Spiel) ... aggregiert werden"¹⁾, weil sie, die sie ein subjektives Spiel spielen, mehr Information über das "objektive Großen-Personen-Spiel"¹⁾ haben möchten. Wenn man nun die meldenden Unternehmer (z.B. des Werkzeugmaschinenbaus) als System betrachtet, so darf man -wegen der erwarteten Aggregation der abgegebenen Signale der einzelnen Unternehmer- bei der Beschreibung des Systems (bezüglich der jeweils betrachteten Variablen) ebenfalls von einem Zustandsraum mit drei Zuständen ausgehen.

3.3. Die monatliche Erhebung und der "Übergang"

Wenn wir von einem Zustandsraum mit drei Zuständen 1, 2, 3 für die jeweils betrachtete Variable²⁾ ausgehen, dann erlaubt das Ifo-KT-Material (s. Teil C, Punkt 1.3.) -allerdings unter großen Mühen³⁾- für jede einzelne Unternehmung den Übergang von einem Zustand zu einem anderen (evtl. das Verharren in demselben Zustand vom Zeitpunkt t zum Zeitpunkt $t+\tau$ ($\tau=1,2,\dots$)) zu beobachten.⁴⁾ Das bedeutet aber nichts anderes, als daß wir die Realisationen einer stochastischen Kette beobachten. Mit Hilfe dieser Beobachtungen können wir die gewünschte Übergangsmatrix schätzen.

1) E. Fels (13, S. 72)

2) Bei der hier vor allem betrachteten Variablen "Geschäftslage-Beurteilung" wäre die Zuordnung: Antwort: gut, Zustand 1; Antwort: befriedigend bzw. saisonüblich, Zustand 2; Antwort: schlecht, Zustand 3.

3) W. Marquardt u. W. Strigel (29, S. 127)

4) Für manche Variable und Unternehmung beginnt t mit dem Januar 1950. In dieser Untersuchung "läuft" t von Juli 1966 bis Juni 1974 für im Durchschnitt 100 Unternehmungen.

3.4. Ein Plausibilitätsargument für die Anwendung der Markoff-Ketten

Nochmals soll E. Fels, sozusagen als "Kronzeuge", aufgerufen werden, wenn er über den ausgefüllten Fragebogen schreibt: "Es läßt sich eine Struktur von Wahrscheinlichkeitsimplikationen erkennen, ... Mehr noch: Da ein stochastischer Prozeß (eine "Markoffsche Kette")¹⁾ in dem Sinne vorliegt, daß die Wahrscheinlichkeit einer bestimmten Ausfüllungsweise insgesamt im Monat t_n von früheren Ausfüllungsweisen (d.h. deren Wahrscheinlichkeiten) in t_{n-1} , t_{n-2} , ... abhängt."²⁾ Nun wird man annehmen dürfen, daß nicht alle oder sehr viele früheren Ausfüllungsweisen Einfluß nehmen auf die Ausfüllungsweise im Zeitpunkt t_n . Vielmehr darf als realistisch unterstellt werden, daß nur wenige $t_{n-\tau}$ ($\tau=1,2,\dots$) in Betracht gezogen werden müssen. Anderson, Bauer und Giehl³⁾ unterstellen in einem allgemeinen KT-Modell sogar $\tau=1$. Wenn man also -wie die genannten Verfasser es tun- den "Zusammenhang zweier aufeinanderfolgender Reihenglieder⁴⁾ stochastisch proportional"⁵⁾ mit $\tau=1$ annimmt, dann ist dies "der aus der Theorie der statistischen Zeitreihen wohl-bekannte Markoffsche Ansatz."⁵⁾⁶⁾

3.5. Ein "modifiziertes Markoff-Verfahren"

Wenn wir nun eine Markoff-Kette erster Ordnung unterstellen -wofür die Untersuchungen von E. Fels sowie O. Anderson jun. et al. sprechen-, so ist damit noch nicht geklärt, ob eine homogene Markoff-Kette zur Anwendung gelangen darf. Für den ganzen in dieser Arbeit untersuchten Zeitraum (von Juli 1966

1) In unserer Terminologie: stochastische Kette, wegen der folgenden Bedingung.

2) E. Fels (13, S. 78 f.)

3) O. Anderson jun., R. K. Bauer u. R. Giehl (4, S. 168 ff.)

4) Reihenglieder hier als Realisationen einer bestimmten Variablen in aufeinanderfolgenden Zeitpunkten.

5) O. Anderson jun., R. K. Bauer u. R. Giehl (4, S. 171)

6) An Hand amtlicher statistischer Unterlagen aus dem Textilssektor haben die genannten Autoren diesen Ansatz für den Bereich Produktion voll bestätigen können.

bis Juni 1974) kann man mit Sicherheit ausschließen, daß die Übergangsmatrix konstant bleibt. Damit entfällt die Anwendung einer homogenen Markoff-Kette für die Materialprognose in allen 96 Zeitpunkten.¹⁾ Deshalb muß man, will man am Konzept der homogenen Markoff-Ketten festhalten²⁾, den Zeitraum partitionieren. Man könnte dies in der Weise tun, daß je nachdem, welche Konjunkturphase vorliegt, man die "dazugehörende" Übergangsmatrix verwendet. Dieses Vorgehen hat jedoch den Nachteil, daß man nicht als sicher voraussetzen darf, ob auch hier wiederum für jede gleichartige Konjunkturphase in verschiedenen Zeitpunkten stets dieselbe Übergangsmatrix Gültigkeit besitzt, ganz davon abgesehen, daß a priori ja nicht bekannt ist, ab welchem Zeitpunkt eine neue Konjunkturphase beginnt bzw. wann die alte endet. Um diese Probleme zu umgehen, habe ich mich entschlossen, den Untersuchungszeitraum in 96 Zeitpunkte aufzuteilen, d.h. es wird unterstellt, es existiere für jeden Zeitpunkt eine eigene Übergangsmatrix (also eine Markoff-Kette erster Ordnung mit nichtstationären Übergangsmatrizen) und selbstverständlich auch je eine eigene Anfangsverteilung.

Um überhaupt prognostizieren zu können, muß man entweder die (nichtstationären) Übergangsmatrizen für die Zukunft prognostizieren, oder aber die letzte schätzbare Übergangsmatrix als Übergangsmatrix einer stationären Kette verwenden. Ich habe mich für das letzte Verfahren entschieden. Damit nun Ex-post-Prognosen durchgeführt werden können, wird in jedem der maximal 95 Zeitpunkte eine stationäre Kette angesetzt. Damit hätte man eine Folge von (kurzfristig) homogenen Markoff-Ketten, die sich jeweils überlappen. Graphisch läßt sich das so veranschaulichen:

-
- 1) Die Untersuchung bezog sich auf Monatsprognosen, weshalb für 8 Untersuchungsjahre 96 Monate als "Zeitpunkte" in Frage kommen.
 - 2) Das Festhalten am Konzept der homogenen Markoff-Ketten im Zusammenhang mit Prognoseproblemen ist erforderlich, denn mit nichtstationären Übergangswahrscheinlichkeiten (im strengen Sinn) kann der Zustandsvektor nur für den unmittelbar folgenden Zeitpunkt prognostiziert werden.

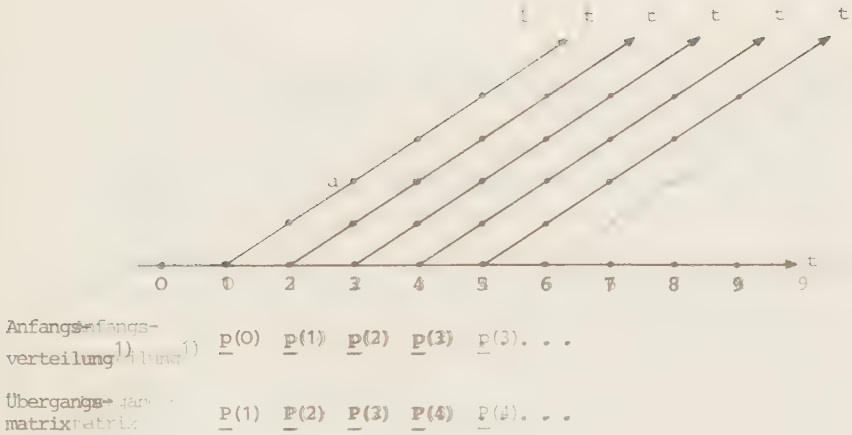


Fig. 1¹⁾

Zum Punkt a käme man beispielsweise durch $\underline{p}(0) \cdot \underline{P}(1)^2$.
 Der Zustandsvektor im Zeitpunkt 5 ließe sich z.B. durch
 $\underline{p}(0) \cdot \underline{P}(1)^4$, $\underline{p}(1) \cdot \underline{P}(2)^3$ oder $\underline{p}(2) \cdot \underline{P}(3)^2$ "erreichen".

Für die angestrebte Materialprognose wird nun für jede dieser
 (kurzfristig) homogenen Markoff-Ketten mit Hilfe der Be-
 ziehung (B 1.2.4.) der Zustandsvektor nach m Übergängen

1) Für Prognosezwecke hat es sich gezeigt, daß es oft nützlich
 ist, die Anfangsverteilungen um eine Zeiteinheit nach links
 zu verschieben, d.h. man würde dann mit $\underline{p}(1)$ und $\underline{P}(1)$ be-
 ginnen. Man hat dann oft die aktuelleren Daten für die
 Materialprognose.

bestimmt. Die Zustandswahrscheinlichkeiten nach m Übergängen ($m=1,2,\dots$) aus den jeweiligen Markoff-Ketten bilden dann die Menge der zu prognostizierenden Zustandsvektoren. Diese soeben beschriebene Vorgehensweise soll "modifiziertes Markoff-Verfahren" genannt werden. Bevor jedoch eingehender auf das Prognoseverfahren eingegangen wird (s. Teil E), wollen wir uns dem zentralen Problem zuwenden: Schätzung der Anfangsverteilungen und der Übergangsmatrizen.

D Schätzung der Anfangsverteilungen und der Übergangsmatrizen
aus den Ifo-KT-Daten

1. Schätzung aus dem nicht-aggregierten Urmaterial (Mikro-
schätzung)

Wir haben in Teil C Punkt 1.4. gesehen, in welcher Form die Meldungen der Unternehmer vorliegen. Diese Aufbereitung und Speicherung der Meldungen erlaubt eine Auswertung der Daten auf Mikroebene. Allerdings sei bereits hier darauf hingewiesen, daß der -im Augenblick noch vorhandene- Datenträger (die Aufbereitungsbögen) für eine maschinelle Auswertung praktisch unzugänglich ist. Um die Größenordnung aufzuzeigen, sei folgendes bemerkt: Der von mir ausgewertete Werkzeugmaschinenbau (kurz WMB) verzeichnet monatlich etwa 100 Meldungen mit (im Durchschnitt) 4 Punkten Gewicht pro Meldung, insgesamt also etwa 400 Punkten. Für den Bereich WMB (mit zwei Erzeugnissen) sind für 8 Jahre (der in der Arbeit zugrundegelegte Untersuchungszeitraum) ohne Berücksichtigung der Sonderfragen etwa 150 000 - 200 000 Einzeldaten auf etwa 500 Aufbereitungsbögen (Format 30 cm x 50 cm) "abgespeichert". Die Übertragung auf einen anderen Datenträger (etwa Lochkarten) wäre -nach Auskunft von Fachleuten- ohne "Aufbereitung" der Aufbereitungsbögen nicht möglich und hätte überdies erhebliche Kosten verursacht.¹⁾ Wegen der Probleme, die bereits für den Bereich WMB entstanden, war an eine Mikroauswertung des gesamten KT-Materials für etwa 25 Jahre bei im Durchschnitt etwa 4 000 - 6 000 meldenden Firmen pro Monat überhaupt nicht zu denken.

1) Die Übernahme der Kosten (Minimum DM 20 000.-) z.B. durch den Verfasser oder eine andere Stelle war nicht möglich.

1.1. Schätzung der Anfangsverteilungen

Die monatlich eingehenden Meldungen der Unternehmer werden je Variable¹⁾ und je mögliche Antwort summiert. Durch Relativierung (wiederum je Variable) werden die sog.

"+, =, -" - Anteile gebildet (s. Teil C, Pkt. 1.4.). Wir wollen für die Variable 1 im folgenden "+" mit Zustand 1, "=" mit Zustand 2 und "-" mit Zustand 3 bezeichnen (s. auch Teil C, Pkt. 3.3.). Die wahren Wahrscheinlichkeiten ($p_i(t)$) für die drei Zustände, in denen sich unser betrachtetes System (der WMB) im Zeitpunkt t befindet, sind unbekannt. Was wir jedoch für jeden Monat kennen, sind die "+, =, -"-Anteile. Wir wollen im folgenden den beobachteten "+-Anteil im Zeitpunkt t mit $q_1(t)$, den beobachteten "= -Anteil im Zeitpunkt t mit $q_2(t)$ und den beobachteten "- -Anteil im Zeitpunkt t mit $q_3(t)$ bezeichnen ($t=0,1,\dots$).

Wir fassen die $q_i(t)$ ($i=1,2,3$) im Zeilenvektor

$\underline{q}(t) = (q_1(t), q_2(t), q_3(t))$ zusammen. Für ein $q_i(t)$ gilt:

$$q_i(t) = \frac{n_i(t)}{n(t)} \quad , \quad (D 1.1.a)$$

wobei $n_i(t)$ die Anzahl der meldenden Firmen (mit Gewichtung)² ist, die sich im Zeitpunkt t im Zustand $i \in S = \{1,2,3\}$ befinden, d.h., die den Zustand i gemeldet haben. Ferner sei

-
- 1) Da die Materialprognose wegen des sehr umfangreichen Datenmaterials im empirischen Teil der Arbeit vor allem auf die Variable 1 (Geschäftslagebeurteilung) beschränkt bleiben mußte, soll im folgenden, wenn von Variable die Rede ist, die Variable 1 verstanden werden, sofern nichts anderes bemerkt wird.
 - 2) Da das Ifo-Institut seine gesamten KT-Meldungen gewichtet, mußte wegen der empirischen Vergleichbarkeit in dieser Arbeit auch mit gewichteten Daten gearbeitet werden. Wenn in der folgenden Arbeit in Zukunft von meldenden Firmen die Rede ist, ist in Wirklichkeit die Summe ihrer Gewichtungspunkte gemeint. Man kann dies damit in etwa rechtfertigen, daß man davon ausgeht, daß eine Firma mit $g > 1$ Gewichtungspunkten ($g \in \mathbb{N}$) g Firmen mit Gewicht 1 entspricht. Denkt man sich die Gewichtungspunkte z.B. ermittelt aus Nettoproduktionswerten, so begreift man dieser Unterstellung wegen sicher keine großen Fehler.

$$n(t) = \sum_{i=1}^3 n_i(t) \quad (D \ 1.1.b)$$

die Anzahl aller meldenden Firmen im Zeitpunkt t . Wir wollen nun zeigen, daß unter bestimmten Voraussetzungen die $q_i(t)$ Maximum-Likelihood-Schätzwerte für die wahren $p_i(t)$ ($i=1,2,3$; $t=1,2,\dots$) darstellen.

Wenn wir uns entschließen -was wir genau genommen nicht dürfen, aber "ohne Vereinfachung ist gar kein Entschluß möglich"¹⁾- anzunehmen, daß die $n(t)$ meldenden Firmen des WMB im Zeitpunkt t als Zufallsstichprobe²⁾ aus der Gesamtheit aller im WMB tätigen Firmen aufzufassen sei, dann lassen sich die Elemente dieser Gesamtheit aufteilen in die, die sich in Zustand 1 befinden, in die, die sich in Zustand 2 befinden und in die, die sich in Zustand 3 befinden. Die Anteile der jeweiligen Firmen entsprechen unseren wahren aber unbekannten Zustandswahrscheinlichkeiten $p_i(t)$ ³⁾. Zieht man nun mit Zurücklegen $n(t)$ Elemente aus dieser Gesamtheit, so ist die Wahrscheinlichkeit dafür, $n_i(t)$ Firmen im Zustand i ($i=1,2,3$) zum Zeitpunkt t zu erhalten, gegeben durch

$$\frac{n(t)!}{n_1(t)!n_2(t)!n_3(t)!} p_1(t)^{n_1(t)} p_2(t)^{n_2(t)} p_3(t)^{n_3(t)} \quad (D \ 1.1.c)$$

wobei $\sum_i p_i(t) = 1$, $\sum_i n_i(t) = n(t)$

1) E. Fels (13, S. 72)

2) Zur Problematik der Zufallsstichprobe im Zusammenhang mit den Erhebungen des Ifo-Instituts vgl. auch M. Schaffranek (37, S. 17 ff.)

3) Wir wollen annehmen, daß es für ein $i=i_0$ und $t=t_0$ nur ein bestimmtes $p_{i_0}(t)$ gibt, aber daß $p_{i_0}(t_1) \neq p_{i_0}(t_0)$ für $t_1 \neq t_0$ sein kann.

Man kann diese Wahrscheinlichkeitsfunktion für den Zeitpunkt $t=1,2,\dots$ auch darstellen durch:

$$W_Z = \prod_t \frac{n(t)!}{\prod_i n_i(t)!} \prod_i p_i(t)^{n_i(t)} \quad (\text{D 1.1.d})$$

Wegen $\sum_i p_i(t) = 1$ muß, will man einen Maximum-Likelihood-Schätzwert (MLS) ermitteln, folgender Lagrange-Ansatz gebildet werden

$$F_Z = \ln \ell_Z - \sum_t \lambda(t) \left[\sum_i p_i(t) - 1 \right] \quad (\text{D 1.1.e})$$

wobei $\ln \ell_Z$ der natürliche Logarithmus der zu W_Z gehörenden Likelihoodfunktion bei gegebenen $n_1(t)$, $n_2(t)$, $n_3(t)$ ist.

Zur Bestimmung des Maximum geht man von den notwendigen Bedingungen aus

$$\frac{\partial F_Z}{\partial p_i(t)} = 0 \quad \text{und} \quad \frac{\partial F_Z}{\partial \lambda(t)} = 0$$

Man erhält dann

$$\frac{n_i(t)}{p_i(t)} - \lambda(t) = 0 \quad \text{sowie} \quad \sum_i p_i(t) - 1 = 0$$

$$\text{bzw.} \quad \sum_i n_i(t) = \lambda(t) \sum_i p_i(t) \quad \text{sowie} \quad \sum_i p_i(t) = 1$$

$$\text{d.f.} \quad \lambda(t) = n(t) \quad \text{und}^1)$$

$$p_{Mi}(t) = \frac{n_i(t)}{n(t)} = q_i(t) \quad (\text{D 1.1.f})$$

1) Zur Symbolik: $p_{Mi}(t)$ bedeutet Maximum-Likelihood-Schätzwert (kurz MLS) für $p_i(t)$. $\underline{p}_M(t)$ ist der ML-Schätzvektor für $\underline{p}(t)$.

Damit ist gezeigt, daß -bei Gültigkeit der Voraussetzungen- die beobachteten Anteile (relativen Häufigkeiten) ML-Schätzwerte für die wahren aber unbekannten $p_i(t)$ sind.

Man kann zeigen, daß die Schätzfunktionen $q_i(t)$ erwartungstreu und konsistent sind.¹⁾

Wir wollen an dieser Stelle noch auf die Momente der Schätzfunktionen $q_i(t)$ eingehen, weil sie später (s. Pkt. 2.2.1 dieses Teils) noch benötigt werden. Aus dem zugrundegelegten Multinomialmodell ergibt sich für²⁾

$$\begin{aligned} E[q_i(t)] &= p_i(t) & i=1,2,3; t=0,1,2,\dots \\ \text{Var}[q_i(t)] &= \frac{p_i(t)[1-p_i(t)]}{n(t)} & i=1,2,3; t=0,1,2,\dots \\ \text{Cov}[q_i(t), q_j(t)] &= \frac{-p_i(t)p_j(t)}{n(t)} & \begin{matrix} i,j=1,2,3; t=0,1,2,\dots \\ i \neq j \end{matrix} \end{aligned}$$

Der Beweis für $\text{Cov}[q_i(t), q_j(t)]$ kann wie folgt geführt werden:³⁾

Wegen des Multinomialmodells sind $q_i(t)$ und $q_j(t)$ nicht unabhängig. Folglich gilt

$$\begin{aligned} \text{Var}[q_i(t) + q_j(t)] &= \text{Var}[q_i(t)] + \text{Var}[q_j(t)] + \\ &+ 2 \text{Cov}[q_i(t), q_j(t)] \end{aligned}$$

Die Zufallsvariable $q_i(t) + q_j(t)$ ist -wegen des zugrundegelegten Multinomialmodells- binomialverteilt mit

-
- 1) Vgl. hierzu T.C. Lee, G.G. Judge and A. Zellner (26 , S.48 f)
 - 2) Für den Beweis von $E[q_i(t)]$ und $\text{Var}[q_i(t)]$ s. z.B. M. Fisz (15 , S. 195 ff.)
 - 3) Die Beweisidee wurde dem Skriptum Statistik III von K. Weichselberger und B. Rüger (46 , S. 110) entnommen.

$$E[q_i(t) + q_j(t)] = p_i(t) + p_j(t) \text{ und}$$

$$\text{Var}[q_i(t) + q_j(t)] = \frac{[p_i(t) + p_j(t)][1 - p_i(t) - p_j(t)]}{n(t)}.$$

Deswegen gilt

$$\begin{aligned} \text{Cov}[q_i(t), q_j(t)] &= \frac{[p_i(t) + p_j(t)][1 - p_i(t) - p_j(t)]}{2n(t)} - \\ &\quad \frac{p_i(t)[1 - p_i(t)]}{2n(t)} - \frac{p_j(t)[1 - p_j(t)]}{2n(t)} \\ &= - \frac{p_i(t)p_j(t)}{n(t)} \end{aligned}$$

Ferner soll noch bemerkt werden, daß sowohl $\text{Var}[q_i(t)]$ als auch $\text{Cov}[q_i(t), q_j(t)]$ konsistent geschätzt werden

können durch $\frac{q_i(t)[1 - q_i(t)]}{n(t)}$ bzw. $\frac{-q_i(t)q_j(t)}{n(t)}$ ¹⁾.

Abschließend möchte ich darauf hinweisen, daß die Anfangsverteilungen im Gegensatz zur Übergangsmatrix nur mit Hilfe der ML-Methode geschätzt wurden. Das hat seinen Grund in der Reduzierung der kombinatorischen Möglichkeiten. Eine zusätzliche Schätzung z.B. mit Hilfe der Bayes'schen Methode (auf Mikro- und Makroebene) hätte den Aufwand vervielfacht.

1.2. Schätzung der Übergangsmatrizen

Wie im vorausgegangenen Punkt bereits angedeutet, erfolgte die Schätzung der Übergangsmatrizen für die verschiedenen Zeitpunkte aus dem nicht-aggregierten Urmaterial mit mehreren Methoden. Die Maximum-Likelihood-Methode und die

1) T.C. Lee et al. (26, S. 49, S. 80, S. 87 f., S. 102)

Bayes'sche Methode stellten dabei die beiden Grundtypen dar. Die Schätzungen nach der Maximum-Likelihood-Methode unterschieden sich lediglich durch die Anzahl der Monate, die in die Schätzung eingingen. Bei den Schätzungen nach der Bayes'schen Methode rührten die Unterschiede von den verwendeten A-priori-Informationen her. Zunächst soll nun die Maximum-Likelihood-Schätzung dargestellt werden.

1.2.1. Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzung

Wie in Teil C Pkt. 3.5. bereits ausgeführt, sollen homogene Markoff-Ketten in einem modifizierten Verfahren angewandt werden. Das bedeutet, daß -im Extremfall- für 95 Zeitpunkte Anfangsverteilung und Übergangsmatrix geschätzt werden müssen. Da das Schätzverfahren für jeden dieser Fälle gleich abläuft und für ein bestimmtes t die Übergangsmatrix konstant bleibt, genügt es, einen dieser Fälle zu betrachten. Wenn wir also unterstellen, daß jede der -maximal 95- Markoff-Ketten (wenigstens kurzfristig) homogen ist, so können wir setzen $\underline{P}(t) = \underline{P}$ mit $t=1,2,\dots$ und brauchen damit -ohne den Verlust der Allgemeingültigkeit befürchten zu müssen- die folgenden Schätzfunktionen nur für ein bestimmtes t herzuleiten. Beginnen wir mit der Mikro-Maximum-Likelihood-Methode.

1.2.1.1. Die Mikro-Likelihood-Funktion

Wiederum müssen wir -wie schon bei der Schätzung der Anfangsverteilungen- davon ausgehen, daß unsere Ifo-KT-Meldungen des WMB Realisationen aus einer Zufallsstichprobe sind. Wir teilen die Gesamtheit zunächst ebenfalls in drei Kategorien und ordnen die Elemente der Gesamtheit ein, je nachdem, ob sie sich im Zustand i ($= 1,2$ oder 3) befinden. Dann unterteilen wir innerhalb jeder Kategorie (i) in solche, die beim Übergang von $t-1$ nach t in ihrem Zustand bleiben oder in einen der übrigen Zustände übergehen. Wir haben damit neun mögliche Kategorien geschaffen. Ihre Anteile an der Gesamtheit werden repräsentiert durch die neun Übergangswahrscheinlichkeiten p_{ij} ($i,j=1,2,3$). Ziehen wir nun wiederum zufällig mit Zurücklegen aus der

Kategorie i $n_i(t-1)$ Elemente¹⁾, d.h. genau so viele als sich Elemente im Zeitpunkt $t-1$ im Zustand i befunden haben, dann ist, für $t=1,2,\dots,T$ und $n_i(0)$ als bekannt (und nicht zufällig) vorausgesetzt, die Wahrscheinlichkeit $n_{i1}(t)$, $n_{i2}(t), n_{i3}(t)$ Elemente zu erhalten, gegeben durch

$$\frac{n_i(t-1)!}{n_{i1}(t)!n_{i2}(t)!n_{i3}(t)!} \cdot \frac{n_{i1}(t)}{p_{i1}} \cdot \frac{n_{i2}(t)}{p_{i2}} \cdot \frac{n_{i3}(t)}{p_{i3}} = \prod_j \frac{n_i(t-1)!}{n_{ij}(t)!} \cdot \prod_j \frac{n_{ij}(t)}{p_{ij}}$$

wobei $n_{ij}(t)$ die Anzahl derjenigen ist, die sich im Zeitpunkt $t-1$ im Zustand i befanden und im Zeitpunkt t im Zustand j sind und $n_i(t-1) = \sum_j n_{ij}(t)$.

Als gemeinsame Wahrscheinlichkeitsfunktion für alle $n_{ij}(t)$ $i, j = 1, 2, 3, t = 1, 2, \dots, T$ und $n_i(0)$ $i = 1, 2, 3$ fest vorgegeben, erhält man dann durch²⁾:

$$W(n_{ij}(t); i, j=1, 2, 3, t=1, 2, \dots, T | n_i(0), p_{ij}, i, j=1, 2, 3) = \prod_{t=1}^T \left[\prod_{i=1}^3 \left(\frac{n_i(t-1)!}{\prod_{j=1}^3 n_{ij}(t)!} \cdot \prod_{j=1}^3 \frac{n_{ij}(t)}{p_{ij}} \right) \right] \quad (D \ 1.2.1.1.a)^3)$$

1) Die Ziehungsvorschrift "mit Zurücklegen" scheint im Zusammenhang mit dem WMB problematisch, kann aber hingenommen werden, wenn man den WMB als "Repräsentant" für den ganzen KT betrachtet. Beim ganzen KT ist die Gesamtheit, aus der "ohne Zurücklegen" gezogen wird, im Vergleich zur Stichprobe sehr groß, so daß man "praktisch" wie im Falle "mit Zurücklegen" verfahren kann (Elemente = meldende Firmen).

2) T.W. Anderson and L.A. Goodman (5 , S. 91 f.)

3) Wir haben für die Bildung von (D 1.2.1.1.a) "stillschweigend" unterstellt, daß die "Stichproben" zwischen den einzelnen Zeitpunkten unabhängig sind. Der Verfasser ist sich der Problematik dieser Annahme voll bewußt, zumal in jedem Monat die gleichen Firmen angeschrieben werden. Aufgrund der Ausführungen in den Punkten 1.3.3. (kurze Ausfüllungszeit der Fragebögen) und 3.4. des Teils C darf von einer "gewissen" Unabhängigkeit (allerdings nicht im strengen [stochastischen] Sinn) ausgegangen werden. Geht nur ein Übergang in die Schätzung ein (s.S.46), so wird die Annahme der Unabhängigkeit nicht benötigt. Sollen jedoch mehrere Übergänge für die Mikro-Schätzung verwandt werden, oder sollen Makroschätzungen durchgeführt werden, so muß -damit überhaupt geschätzt werden kann- Unabhängigkeit unterstellt werden.

Setzt man $n_{ij} = \prod_{t=1}^T n_{ij}(t)$, so erhält man aus (D 1.2.1.1.a)

$$\left[\prod_t \prod_i \frac{n_i(t-1)!}{\prod_j n_{ij}(t)!} \right] \left[\prod_i \prod_j p_{ij}^{n_{ij}} \right] \quad (\text{D 1.2.1.1.b})$$

Sind die Beobachtungen $n_{ij}(t)$ bekannt für alle i, j, t , so erhält man aus (D 1.2.1.1.b) die Mikro-Likelihood-Funktion, deren Modalwert im folgenden Punkt bestimmt werden soll.¹⁾

1.2.1.2. Der Modalwert der Mikro-Likelihood-Funktion

Da der Logarithmus eine monotone Funktion ist, kann zur Bestimmung des Maximums der Mikro-Likelihood-Funktion auch von deren Logarithmus ausgegangen werden. Ist $\ell(\underline{P}|\underline{n})$ Mikro-Likelihood-Funktion zu (D 1.2.1.1.b), wobei $\underline{n} = (n_{11}, n_{12}, \dots, n_{33})$, so ist

$$\ln \ell(\underline{P}|\underline{n}) = \sum_t \sum_i \ln \frac{n_i(t-1)!}{\prod_j n_{ij}(t)!} + \sum_i \sum_j n_{ij} \ln p_{ij} \quad (\text{D 1.2.1.1.c})$$

Wegen $\sum_j p_{ij} = 1$ für alle $i=1,2,3$ wird für die Maximierung der Funktion $\ln \ell(\underline{P}|\underline{n})$ in bezug auf die p_{ij} folgender Lagrange-Ansatz gebildet²⁾

$$F_{\underline{u}} = \ln \ell(\underline{P}|\underline{n}) - \sum_i \lambda_i (\sum_j p_{ij} - 1) \quad (\text{D 1.2.1.1.d})$$

Als notwendige Bedingung erhält man

$$\frac{\partial F_{\underline{u}}}{\partial p_{ij}} = \frac{n_{ij}}{p_{ij}} - \lambda_i = 0 \quad \text{für } i=1,2,3 \quad (\text{D 1.2.1.1.e})$$

$$\frac{\partial F_{\underline{u}}}{\partial \lambda_i} = \sum_j p_{ij} - 1 = 0 \quad (\text{D 1.2.1.1.f})$$

¹⁾ Es wird dabei vorausgesetzt, daß wenigstens ein $n_{ij} = \sum_t n_{ij}(t)$ für jedes $i=1,2,3$ größer Null ist.

²⁾ Vgl. T.C. Lee et al. (26, S. 24 f.)

Aus den beiden letzten Gleichungen erhält man als Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzfunktion für p_{ij}

$$p_{Mij} = \frac{n_{ij}}{\sum_j n_{ij}}$$

Da die $n_{ij} \geq 0$ sowie wenigstens ein $n_{ij} \geq 1$ für jedes $i=1,2,3$, gilt¹⁾

$$0 \leq p_{Mij} \leq 1$$

Es soll nur noch darauf hingewiesen werden, daß die Schätzfunktion p_{Mij} konsistent, aber im allgemeinen nicht erwartungstreu ist.¹⁾

Auf Erwartungswert, Varianz und Kovarianz der Schätzfunktion wird hier nicht eingegangen, weil diese Größen im Zusammenhang mit dieser Arbeit nicht interessieren.

1.2.1.3. Die Gewinnung der Schätzwerte aus dem Mikromaterial

Während die Schätzung der Anfangsverteilungen direkt aus der sog. "Anteilszeile" der jeweiligen Variablen (s. Teil C Pkt. 1.4.) möglich war, erforderte die Schätzung der Übergangsmatrizen mit Hilfe der Mikro-Maximum-Likelihood-Methode einen erheblichen Aufwand. Wie in den Tabellen 2* und 3* schematisch dargestellt, werden die meldenden Firmen in den entsprechenden Monaten nicht jeweils in der gleichen Reihenfolge in die Aufbereitungsbögen eingetragen. Dies hatte zur Folge, daß die durchschnittlich (etwa) 100 Meldungen pro Monat für jeden der untersuchten 96 Monate geordnet werden mußten, damit man für jede der meldenden Firmen die Antworten auf die entsprechenden Variablen als Zeitreihe darstellen konnte. Von mir wurden in dieser Weise nur die Frage 1 (Geschäftslagebeurteilung) und die Frage 11 (Geschäftserwartung) ausgewertet. Schematisch sei dies mit folgender "Übergangstabelle" dargestellt.

¹⁾ Vgl. auch S. 46

²⁾ M.G. Kendall and A. Stuart (21, S. 39 ff.)

t		0	1	2	3	4	5	6
Monat		0766	0866	0966	1066	1166	1266	0167
Firma		Frage	Frage	Frage	Frage	Frage	Frage	Frage
Kenn-Nr.	Punkte	1 11	1 11	1 11	1 11	1 11	1 11	1 11
0135	10	= +	= +	- -	- =	/	- =	- -
0154	5	+ =	+ =	= =	= =	+ =	= =	= =
0321	1	= =	- +	= =	= =	= +	= -	- +
0675	2	- =	- =	- -	- =	- =	= +	= =
0696	15	- -	- -	- -	/	- -	- -	/
1006	3	+ =	= =	+ =	= =	= =	+ -	= =
Anzahl der Firmen		6	6	6	5	5	6	5
" " Punkte		36	36	36	21	26	36	21
Zahl d.beobachteten		0	6	6	5	4	5	5
Übergänge (Punkte)		(0)	(36)	(36)	(21)	(11)	(26)	(21)

Tabelle 4*1)

Aus Tabelle 4* lassen sich die $n_{ij}(t)$ für $t=1,2,\dots,T$ in folgender Matrix zusammenfassen:

Matrix der $n_{ij}(1)$ für
Frage 1

	+	=	-	$n_i(0)$
+	5	3	0	8
=	0	10	1	11
-	0	0	17 (2+15)	17
$n_j(1)$	5	13	18	36

Matrix der $n_{ij}(2)$ für
Frage 1

	+	=	-	$n_i(0)$
+	0	5	0	5
=	3	0	10	13
-	0	1	17	18
$n_j(2)$	3	6	27	36

Matrix der $n_{ij}(3)$ für
Frage 1

	+	=	-	$n_i(2)$
+	0	3	0	3
=	0	6	0	6
-	0	0	12 (10+2)	12
$n_j(3)$	0	9	12	21

Matrix der $n_{ij}(4)$ für
Frage 1

	+	=	-	$n_i(3)$
+	0	0	0	0
=	5	4 (1+3)	0	9
-	0	0	2	2
$n_j(4)$	5	4	2	11

1) Ein Strich (/) bedeutet, daß die betreffende Firma in dem jeweiligen Monat nicht gemeldet hat.

Die Auswertung der Frage 11 verläuft ganz analog, nur müssen die Zeichen "+, =, -" entsprechend interpretiert werden (s. Teil C, Pkt. 1.2.3.). Die Schätzung der Übergangsmatrix für den Monat November 1966 (= 1166) kann nun (da die Untersuchung erst im Juli 1966 (= 0766) beginnt) auf vier Arten mit Hilfe der Mikro-MLS gewonnen werden, je nachdem, wie viele Übergänge in die Schätzung eingehen.

$$(1) \quad {}_1P_{Mij} = \frac{{}_1n_{ij}}{\sum_j {}_1n_{ij}} \quad , \quad \text{wobei} \quad {}_1n_{ij} = \sum_{t=4}^4 n_{ij}(t) \quad ,$$

d.h. in die Schätzung der Übergangswahrscheinlichkeiten geht nur 1 beobachteter Übergang ein (was durch die tiefgestellte "1" vor n_{ij} bzw. P_{Mij} ausgedrückt wird). Das kann aber zu Schwierigkeiten führen, wenn sich keine Firma in einem bestimmten Zeitpunkt (hier 3) in einem bestimmten Zustand (hier 1, entspricht "+") befindet, d.h. alle $n_{1j}(4)$ müssen dann null sein, wenn alle $n_{i1}(3)$ null waren. Solche Fälle traten selbst bei einer Gesamtpunktzahl von etwa 385 pro Monat auf, und zwar nur für Zustand 1 oder 3. In solchen Fällen wurde ${}_1P_{Mij} = \frac{1}{3}$ für $j=1,2,3$ gesetzt.¹⁾ Manchmal, sogar meistens läßt sich das Problem aber lösen, wenn nicht nur 1 beobachteter Übergang in die Schätzung miteingeht (s. (2), (3), (4)).

$$(2) \quad {}_2P_{Mij} = \frac{{}_2n_{ij}}{\sum_j {}_2n_{ij}} \quad , \quad \text{wobei} \quad {}_2n_{ij} = \sum_{t=3}^4 n_{ij}(t)$$

$$(3) \quad {}_3P_{Mij} = \frac{{}_3n_{ij}}{\sum_j {}_3n_{ij}} \quad , \quad \text{wobei} \quad {}_3n_{ij} = \sum_{t=2}^4 n_{ij}(t)$$

$$(4) \quad {}_4P_{Mij} = \frac{{}_4n_{ij}}{\sum_j {}_4n_{ij}} \quad , \quad \text{wobei} \quad {}_4n_{ij} = \sum_{t=1}^4 n_{ij}(t)$$

¹⁾Um eine willkürliche Bestimmung der Schätzwerte zu vermeiden, wurde eine Gleichverteilung unterstellt. Vgl. hierzu auch G. Menges (33, S. 108)

Allgemein können in eine Schätzung T beobachtete Übergänge eingehen, wenn $t=0,1,\dots,T$. Wegen der Kurzfristigkeit des Materials und der damit zusammenhängenden Prognosen wurden in dieser Arbeit Mikro-ML-Schätzungen nur für einen und für drei beobachtete Übergänge durchgeführt, d.h. es wurde jeweils gebildet:

$$\begin{aligned} {}_1n_{ij} &= n_{ij}(t) && \text{für } t = 1, 2, \dots, 95 \quad \text{und} \\ {}_3n_{ij} &= n_{ij}(t) + n_{ij}(t-1) + n_{ij}(t-2) && \text{für } t=3, 4, \dots, 95 \end{aligned}$$

Abschließend -bevor wir uns den Bayes'schen Schätzungen zuwenden- noch eine Bemerkung zu den Zustandsvektoren bzw. Anfangsverteilungen. Melden in zwei aufeinanderfolgenden Monaten jeweils die gleichen Firmen (und nur diese), muß gelten $\sum_j n_{ij}(t) = n_i(t-1) = n_j(t-1) = \sum_i n_{ij}(t-1)$. Dies trifft in unserem Beispiel für $t=2$ zu. Dieser Fall tritt in der Realität fast nie auf. Ferner weichen die Anfangsverteilungen (die theoretisch übereinstimmen müßten) in der Praxis (wegen ausbleibender Meldungen in Zeitpunkt t) oft voneinander ab, je nachdem, mit Hilfe welcher Methode sie gewonnen werden. Wenn wir z.B. den Zustandsvektor für den Zeitpunkt $t=3$ (1066) bestimmen wollen, so erhalten wir aus den Meldungen von 1066

$$n_1(3) = 0; \quad n_2(3) = 9; \quad n_3(3) = 12$$

Gehen wir jedoch von der theoretisch richtigen Überlegung $n_i(t-1) = \sum_j n_{ij}(t)$ aus, so ergibt sich aus der Matrix der $n_{ij}(4)$

$$\sum_j {}_1n_{1j}(4) = 0; \quad \sum_j {}_1n_{2j}(4) = 9; \quad \sum_j {}_1n_{3j}(4) = 2$$

Da der theoretisch richtige Ansatz einzelne vorhandene Informationen nicht berücksichtigen kann, wenn einzelne Meldungen im Zeitpunkt t fehlen, wurde, da dies oft der Fall war, stets nur von den jeweiligen "Anteilszeilen", also nicht von den Matrizen für die $n_{ij}(t)$, für die Schätzung der Anfangsverteilungen ausgegangen.

1.2.2. Mikro-Bayes-Schätzung

Das Ausnützen möglichst aller Informationen, die die Meldungen für eine KT-Variable enthalten, war bereits das Anliegen bei der Schätzung der Übergangswahrscheinlichkeiten mit Hilfe der Mikro-Maximum-Likelihood-Methode. Diese Methode konnte aber nicht den Informationsgehalt mehrerer oder gar aller KT-Variablen berücksichtigen. Die Einbeziehung zusätzlicher Informationen für Schätzungen ist wohl das Wesensmerkmal der Bayes'schen Schätzmethoden. Die Bayes'schen Schätzmethoden stellen also ein adäquates Instrument für die "Verarbeitung" mehrerer KT-Variablen-Informationen dar. In dieser Untersuchung, in deren empirischem Teil es vor allem um die Prognose des Saldos der KT-Variablen "Geschäftslagebeurteilung" (Frage 1)¹⁾ ging, kam als primäre zusätzliche Information die KT-Variable "Geschäftslageerwartung" (Frage 11) in Betracht.²⁾ Es wurden aber auch andere KT-Variable (Produktionstätigkeitsbeurteilung (Frage 2), Auftragseingänge (Frage 4), Auftragsbestandsveränderung (Frage 5), Auftragsbestandsbeurteilung (Frage 6) und Produktionserwartung (Frage 8)) zur Gewinnung zusätzlicher Informationen über die zu schätzenden Übergangswahrscheinlichkeiten herangezogen (s. in diesem Teil Pkt. 1.2.3.2.: Die Methode II).

1.2.2.1. Einige grundlegende Bemerkungen³⁾

Bei der Anwendung der Bayes'schen Methoden wird unterstellt, daß die Informationen oder auch das Nichtwissen über einen wahren (aber unbekannten) Parametervektor desjenigen, der

-
- 1) Die Nummern der Fragen beziehen sich auf die Nummern der Fragen beim KT für die Industrie.
 - 2) Bei anderen Variablen (z.B. Produktion oder Inlandsverkaufspreise) gehören andere Fragen zusammen (für Produktion Frage 2 und Frage 8, bei den Preisen Frage 7 und Frage 9).
 - 3) Siehe hierzu T.C. Lee et al. (26, S. 26 f.)

eine Untersuchung durchführt, zusammengefaßt ist in der A-priori-Dichtefunktion. Besitzt man außerdem Stichprobenbeobachtungen über den zu schätzenden Parametervektor, mit der dazugehörenden Stichprobenverteilung, so kann mit Hilfe des Bayes'schen Theorems die A-priori-Dichtefunktion mit der Stichprobendichtefunktion kombiniert werden. Das führt dann zur A-posteriori-Dichtefunktion, die Stichproben- und A-priori-Information in sich vereinigt. Ist schließlich noch eine Verlustfunktion bekannt, die die fehlerhaften Schätzungen widerspiegelt, so kann i.a. ein Schätzwert gefunden werden, der den erwarteten Verlust (a posteriori) minimiert. Auf die Ermittlung oder Einbeziehung einer Verlustfunktion soll in dieser Untersuchung verzichtet werden, da dieses Problem im Zusammenhang mit dem Ifo-KT nicht vordringlich erscheint. Wir wollen uns deswegen gleich der Gestalt der Mikro-a-priori-Dichtefunktion (mapdf) zuwenden.

1.2.2.2. Die Mikro-a-priori-Dichtefunktion

Es stellt sich die Frage, mit Hilfe welcher Dichtefunktion lassen sich unsere A-priori-Informationen über den Parametervektor $\underline{\pi} = (p_{11}, p_{12}, \dots, p_{33})$ am besten zusammenfassen. Bevor wir eine mögliche Antwort auf diese Frage geben, sollen die A-priori-Informationen, die wir über $\underline{\pi}$ bzw. dessen Elemente besitzen, nochmals dargestellt werden:

$$(1) \quad 0 \leq p_{ij} \quad \text{für } i, j=1, 2, 3$$

$$(2) \quad p_{ij} \leq 1 \quad \text{für } i, j=1, 2, 3$$

$$(3) \quad \sum_j p_{ij} = 1 \quad \text{für } i=1, 2, 3$$

$$(4) \quad \underline{A} = (a_{ij}) \text{ Matrix der A-priori-Informationen}^{1) \text{,}}$$

gewonnen durch die Auswertung von
zusätzlichen KT-Variablen.²⁾

1) Wegen der in Punkt 1.2.1. dieses Teils genannten Gründe wird auch für die Matrix $\underline{A}$ auf den Zeitindex t im Rahmen der Ableitung einer Bayes'schen Schätzfunktion verzichtet; das bedeutet aber nicht, daß $\underline{A}$ als invariant bezüglich der Zeit angesehen wird.

2) Es wird sich später zeigen, daß $a_{ij} > 0$ für $i, j=1, 2, 3$ sein muß.

Mauldon¹⁾ hat 1959 gezeigt, daß Zufallsvariable $X_1, X_2, \dots, X_r$ mit $\sum_{i=1}^r X_i = 1$ und $X_i > 0$ für $i=1, 2, \dots, r$, deren Dichte-

funktion proportional zu $\prod_{j=1}^r x_j^{b_j-1}$ ist, wobei $b_j > 0$ und

konstant, eine r -dimensionale Beta-Verteilung besitzen. Mosimann²⁾ hat dieses Ergebnis 1962 auf eine überlagerte Multinomialverteilung übertragen.³⁾ Dieser Fall liegt z.B. bei der Betrachtung der i -ten Zeile einer nichtstationären Markoff-Kette vor. Schließlich hat Martin⁴⁾ 1967 gezeigt, daß die Matrix-Beta-Verteilung eine geeignete A-priori-Verteilung zur Erfassung unserer A-priori-Informationen über $\underline{p}$ darstellt. Wenn nun a priori unterstellt wird, daß die Zeilen von $\underline{p}$ je unabhängig verteilt sind mit einer Multivariablen-Beta-Verteilung (im Sinne von Mauldon und Mosimann), dann ergibt sich als A-priori-Dichtefunktion ein Spezialfall der Matrix-Beta-Dichtefunktion von Martin⁵⁾

$$f(\underline{p}) = \prod_i \left(\frac{\Gamma(\sum_j a_{ij})}{\prod_j \Gamma(a_{ij})} \prod_j p_{ij}^{a_{ij}-1} \right) \quad (D 1.2.2.2.a)$$

wobei $0 \leq p_{ij} \leq 1$ $i, j=1, 2, 3; \sum_j p_{ij} = 1;$

$$\Gamma(a_{ij}) = \int_0^\infty z^{a_{ij}-1} e^{-z} dz$$

die Gammafunktion mit dem Parameter $a_{ij} > 0$.⁶⁾

1) J.G. Mauldon (31, S. 513 f.), die Symbole wurden sinn- gemäß verändert.

2) J.E. Mosimann (34, S. 65 f.)

3) Man spricht von einer überlagerten Multinomialverteilung -oder Multinomialverteilung unter dem Lexis Schema-, wenn die Parameter der Multinomialverteilung selbst Zu- fallsvariable sind. Zum Lexis Schema s. z.B. J.F.Kenney and E.S. Keeping (22, S. 47 f.)

4) J.J. Martin (30, S. 141 ff.)

5) T.C. Lee et al. (26, S. 28)

6) Für $a_{ij} \in \mathbb{R}$ ist $\Gamma(a_{ij})$ nur für $a_{ij} > 0$ definiert. Da die a_{ij} A-priori-Informationen über die n_{ij} (und damit p_{ij}) darstellen, soll in dieser Arbeit gelten $a_{ij} \in \{1, 2, 3, \dots\}$

Mit Hilfe dieser Mikro-a-priori-Dichtefunktion, der Likelihood-Funktion (D 1.2.1.1.b) und dem Theorem von Bayes soll nun die A-posteriori-Dichtefunktion hergeleitet werden.

1.2.2.3. Die Mikro-a-posteriori-Dichtefunktion

Bezeichnen wir wiederum mit $\underline{n} = (n_{11}, n_{12}, \dots, n_{33})$, dann läßt sich die gemeinsame Dichtefunktion von $\underline{n}$ und $\underline{P}$ darstellen durch

$$\begin{aligned} h(\underline{n}, \underline{P}) &= g_1(\underline{n} | \underline{P}) \cdot f(\underline{P}) \\ &= g(\underline{P} | \underline{n}) \cdot f_1(\underline{n}) \end{aligned}$$

wobei $g_1(\underline{n} | \underline{P})$ bzw. $g(\underline{P} | \underline{n})$ die jeweiligen bedingten Dichtefunktionen und $f(\underline{P})$ bzw. $f_1(\underline{n})$ die jeweiligen marginalen Dichtefunktionen der gemeinsamen Dichtefunktion $h(\underline{n}, \underline{P})$ sind.¹⁾ Aus den beiden Gleichungen folgt die A-posteriori-Dichtefunktion für den Parametervektor $\underline{P}$ bei gegebenen Stichprobeninformationen $\underline{n}$

$$g(\underline{P} | \underline{n}) = \frac{g_1(\underline{n} | \underline{P}) \cdot f(\underline{P})}{f_1(\underline{n})} \sim g_1(\underline{n} | \underline{P}) \cdot f(\underline{P})$$

Bezeichnen wir mit $l(\underline{P} | \underline{n})$ die zu $g_1(\underline{n} | \underline{P})$ gehörende Likelihood-Funktion, d.h. $g_1(\underline{n} | \underline{P})$ als Funktion von $\underline{P}$ bei gegebenem (beobachtetem) $\underline{n}$, dann gilt²⁾

$$g(\underline{P} | \underline{n}) \sim f(\underline{P}) \cdot l(\underline{P} | \underline{n}) \quad (\text{D } 1.2.2.3.a)$$

Die bedingte Dichtefunktion $g_1(\underline{n} | \underline{P})$ haben wir in diesem Teil in Pkt. 1.2.1.1. hergeleitet. Die zugehörige Likelihood-Funktion

ist, bei gegebenen n_{ij} proportional zu $\prod_i \prod_j p_{ij}^{n_{ij}}$. Die A-priori-

Dichtefunktion $f(\underline{P})$ ist proportional zu $\prod_i \prod_j p_{ij}^{a_{ij}-1}$. Daraus

1) Vgl. hierzu z.B. G. Menges (33, S. 272 f.)

2) Vgl. hierzu T.C. Lee et al. (26, S. 27, 29)

ergibt sich für die A-posteriori-Dichtefunktion für die Elemente von $\underline{P}$

$$g(\underline{P}|\underline{n}) = K \prod_i \prod_j p_{ij}^{n_{ij}+a_{ij}-1} \quad (D \ 1.2.2.3.b)$$

Ersetzt man die Proportionalitätskonstante K, so erhält man als A-posteriori-Dichtefunktion eine Matrix-Beta-Verteilung mit den Parametern $n_{ij} + a_{ij}$ ¹⁾

$$g(\underline{P}|\underline{n}) = \prod_i \left(\frac{\Gamma(\sum_j (n_{ij}+a_{ij}))}{\prod_j \Gamma(n_{ij}+a_{ij})} \prod_j p_{ij}^{n_{ij}+a_{ij}-1} \right) \quad (D \ 1.2.2.3.c)$$

Mit Hilfe dieser A-posteriori-Dichtefunktion soll im folgenden Punkt eine Bayes'sche Schätzfunktion ermittelt werden.

1.2.2.4. Der Modalwert der Mikro-a-posteriori-Dichtefunktion als Bayes'sche Schätzfunktion

Blackwell und Girshick²⁾ haben gezeigt, daß für positiv skalierte Parameter in einer Verteilung einer positiven Zufallsvariablen (bei bestimmten Strukturen einer Verlustfunktion) der Modalwert der A-posteriori-Dichtefunktion eine optimale Punktschätzfunktion darstellt. Wenn wir von der Verlustfunktion -wie bisher- absehen, dann liegt bei der durch (D 1.2.2.3.c) gegebenen A-posteriori-Dichtefunktion (bzw. der dazugehörenden Verteilungsfunktion) der Fall vor, den Blackwell und Girshick ansprechen. Wir wollen deshalb den Modalwert von $g(\underline{P}|\underline{n})$ bestimmen.³⁾ Da sich wiederum die Aufgabe der Extremwertbestimmung unter Nebenbedingungen stellt ($\sum_j p_{ij}=1$ für $i=1,2,3$), muß von einem Lagrange-Ansatz ausgegangen werden.

1) T.C. Lee et al. (26, S. 29)

2) D. Blackwell und M.A. Girshick (8, S. 304 f.)

3) Andere mögliche Schätzfunktionen, wie das arithmetische Mittel oder der Median, sollen unberücksichtigt bleiben.

Es gilt

$$F_B = \ln k + \sum_i \sum_j (n_{ij} + a_{ij} - 1) \ln p_{ij} + \sum_i \gamma_i (\sum_j p_{ij} - 1), \quad (D 1.2.2.4.a)$$

wobei γ_i die Lagrange-Multiplikatoren darstellen. Aus

$$\frac{\partial F_B}{\partial p_{ij}} = \frac{n_{ij} + a_{ij} - 1}{p_{ij}} + \gamma_i = 0 \quad \text{für } i, j=1,2,3$$

$$\frac{\partial F_B}{\partial \gamma_i} = \sum_j p_{ij} - 1 = 0 \quad \text{für } i=1,2,3$$

erhält man die Bayes'sche Schätzfunktion für die Übergangswahrscheinlichkeiten p_{ij} ¹⁾

$$p_{Bij} = \frac{n_{ij} + a_{ij} - 1}{\sum_j n_{ij} + \sum_j a_{ij} - 3} \quad (D 1.2.2.4.b)$$

1.2.3. Die Gewinnung der Mikro-a-priori-Information

Wie aus Gleichung (D 1.2.2.4.b) ersichtlich, gehen in die Bayes'sche Schätzfunktion p_{Bij} die Werte $n_{ij} = \sum_t n_{ij}(t)$ und $a_{ij} = \sum_t a_{ij}(t)$ ein. Über die n_{ij} und ihre Gewinnung aus den

Aufbereitungsbögen wurde bereits in den Punkten 1.2.1.1. und 1.2.1.3. dieses Teils berichtet. Mit ihnen wollen wir uns des-

1) Mit Hilfe analoger Überlegungen wie in den Punkten 1.2.2.2.-1.2.2.4. dieses Teils kann man auch Bayes'sche Schätzfunktion für die Anfangsverteilungen $p(t)$ erhalten. Führt man die Berechnung durch, so erhält man für die Elemente des Bayes'schen Schätzvektors $p_B(t) = (p_{Bi}(t))$

$$p_{Bi}(t) = \frac{n_i(t) + b_i(t) - 1}{\sum_i n_i(t) + \sum_i b_i(t) - 3} \quad \text{für } t=0,1,\dots,T,$$

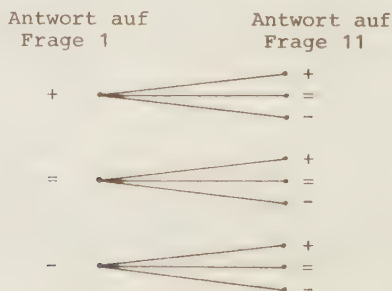
wobei $b_i(t)$ die A-priori-Informationen über $p_i(t)$ darstellen. Wie bereits in Pkt. 1.1. dieses Teils ausgeführt, wurde mit $p_B(t)$ bei der empirischen Untersuchung nicht gearbeitet.

halb nicht mehr beschäftigen. Vielmehr wollen wir in den folgenden drei Punkten Möglichkeiten der Gewinnung der A-priori-Informations-Matrix $\underline{A}(t) = (a_{ij}(t))$ aus den Aufbereitungsbögen darstellen. Die aufgeführten drei Methoden (I, II, III) sind natürlich bei weitem nicht erschöpfend. Die Beschränkung auf sie erfolgt aber nur deshalb, weil eine Erprobung weiterer Methoden an der Fülle des zu bearbeitenden Mikromaterials scheiterte. Die angegebenen Methoden I, II, III, denen wir uns jetzt zuwenden, wurden empirisch für den ganzen Zeitraum von 96 Monaten für alle (im Durchschnitt) 100 meldenden Firmen (pro Monat) des WMB überprüft.

1.2.3.1. Die Methode I

Da es die Aufgabe der empirischen Untersuchung war, den KT-Saldo der Geschäftslagebeurteilung (Frage 1) zu prognostizieren, lag es nahe, zunächst die Frage 11 nach der Geschäftslageerwartung zur Gewinnung der A-priori-Informations-Matrizen $\underline{A}(t)$ heranzuziehen. Zu diesem Zweck wurde eine Quasi-Übergangsmatrix $\underline{A}_I(t)$ gebildet.

Aus sog. "Übergangstabellen", wie sie in Punkt 1.2.1.3. dieses Teils schematisch dargestellt wurden, konnte für jeden Monat ($t=0,1,\dots,95$) die Anzahl derjenigen festgestellt werden, die im Zeitpunkt t auf Frage 1 mit "+", "=" oder "-" geantwortet haben. Was bei Relativierung der Anzahlen den bekannten Anfangsverteilungen entspricht. Sieht man zusätzlich die Frage 11 im Kontext, so ergeben sich neun mögliche Antwortkombinationen.



Wie wir früher den Antworten "+, =, -" auf Frage 1 die Zustände 1, 2, 3 zugeordnet hatten, so wollen wir den Antworten "+, =, -" auf Frage 11 die Zustände 1', 2', 3' zuordnen. Aus den neun möglichen Kombinationen erhält man die Matrix der absoluten Anzahlen

$$\underline{A}_I(t) = \begin{pmatrix} a_{11}(t) & a_{12}(t) & a_{13}(t) \\ a_{21}(t) & a_{22}(t) & a_{23}(t) \\ a_{31}(t) & a_{32}(t) & a_{33}(t) \end{pmatrix} = (a_{ij}(t)) \quad \begin{matrix} i=1,2,3 \\ j'=1',2',3' \\ t=0,1,\dots,95 \end{matrix}$$

Hierbei bedeutet z.B. $a_{21}(t)$: Anzahl derjenigen, die sich im Zeitpunkt t im Zustand 2 (bezüglich der Variablen "Geschäftslagebeurteilung") und im Zustand 1' (bezüglich der Variablen "Geschäftslageerwartung") befinden. Wir wollen z.B. anhand der Tabelle 4 für $t=5$ (1266) die Matrix $\underline{A}_I(5)$ bestimmen und ihre Werte interpretieren.

Matrix der $a_{ij}(5)$

	1'	2'	3'	
1	0	0	3	3
2	2	5	1	8
3	0	10	15	25
	2	15	19	36

Im Zeitpunkt 5 waren für Zustand 2 acht Punkte "vergeben", die von drei Firmen stammen. Das bedeutet, daß diese drei Firmen im August 1966 auf die Frage 1 geantwortet haben: Wir beurteilen unsere Geschäftslage für das Erzeugnis XY z.Z. als befriedigend (bzw. saisonüblich). Bei der Beantwortung der Frage 11 sind jedoch Unterschiede festzustellen. Während die Firma mit der Kenn-Nummer 0675 auf die Frage 11 antwortet: Unsere Geschäftslage für das Erzeugnis XY wird in den nächsten 6 Monaten in konjunktureller Hinsicht -also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen eher günstiger, antwortet die

Firma mit der Kenn-Nummer 0154 auf die gleiche Frage: Unsere Geschäftslage ... wird ... etwa gleich bleiben. Schließlich antwortet die Firma mit der Kenn-Nummer 0321 auf die Frage 11 mit: Unsere Geschäftslage ... wird ... eher ungünstiger. Aus diesen Antworten bzw. den $a_{ij}(t)$ lassen sich u. U. Rückschlüsse auf die zu erwartenden $n_{ij}(t+\tau)$ ($\tau=1,2,\dots$) bzw. $p_{ij}(t+\tau)$ ziehen, wenn die Unternehmer richtig antizipieren. Denn sobald dies der Fall ist, kann doch, wenn eine Firma über mehrere Monate hinweg meldet "Wir beurteilen unsere Geschäftslage für XY z.Z. als befriedigend" und "Unsere Geschäftslage ... wird ... eher günstiger" dies nur bedeuten, daß diese Firma in naher Zukunft in den Zustand 1 (= gut) übergehen wird und damit im Rahmen der $n_{21}(t+\tau)$ ($\tau=1,2,\dots$) erfaßt wird. Eine analoge Aussage läßt sich auch für die Firma mit der Kenn-Nummer 0321 machen, während für die Firmen vom Typ der Firma 0154 eine Zuordnung bereits schwieriger ist, denn die Aussage "etwa gleich bleiben" läßt Bewegungen nach beiden Richtungen offen. Man kann dieses "Offenlassen" aber auch als Zeichen für ein Verharren im derzeitigen Zustand betrachten. In den empirischen Untersuchungen zur Methode I wurde für den Zustand 2 ein Verharren unterstellt.

Für Firmen, die auf Frage 1 mit "gut" (= Zustand 1) antworten, kann man unterstellen, daß sie in diesem Zustand bleiben, wenn sie auf Frage 11 mit "eher günstiger" antworten, d.h. sie werden wohl auch in Zukunft durch $n_{11}(t+\tau)$ ($\tau=1,2,\dots$) erfaßt.

Wie bei Zustand 2 läßt bei Beantwortung der Frage 1 mit "gut" die Antwort auf Frage 11: "etwa gleich bleiben" wieder zwei Möglichkeiten offen. Es kann m.E. nicht mit Sicherheit davon ausgegangen werden, daß in diesem Zusammenhang "etwa gleich bleiben" auch bedeutet, daß die meldende Firma auch im Zustand 1 bleibt. Es sollen deshalb in Methode I die $a_{12}(t)$

nicht als Aussagen über die $n_{11}(t+\tau)$ ($\tau=1,2,\dots$) betrachtet werden.¹⁾

Wenn schließlich die Meldung der Firma (mit der Kenn-Nummer) 1006 zu einem $a_{13}(t) = 3$ führt, so kann dies nicht als Aussage über $n_{13}(t+\tau)$ ($\tau=1,2,\dots$) gewertet werden. Denn es ist, zumindest was die Zustände 2 und 3 betrifft, unklar, in welchen Zustand sich eine Unternehmung begeben wird, die sich im Zeitpunkt t im Zustand 1 (= gut) befindet und auf Frage 11 mit "eher ungünstiger" antwortet. Man kann zwar vermuten, daß sich bei wiederholter Melde-Konstellation "1 und 3'" die meldende Firma aus dem Zustand 1 wegbewegen wird, kann aber ohne weitere Information nicht festlegen, in welchen der beiden anderen Zustände sie sich begeben wird. Analoges kann für Firmen gesagt werden, die auf Frage 1 mit "schlecht" antworten.

Trotz dieser Mängel und Probleme wurden mit Hilfe der Methode I A-priori-Informationen über die zu erwartenden $n_{ij}(t)$ (und damit auch der $p_{ij}(t)$) gewonnen, denn in mindestens vier Fällen ($a_{11}(t)$, $a_{21}(t)$, $a_{23}(t)$ und $a_{33}(t)$) ist eine Zuordnung ohne größere Schwierigkeiten möglich.²⁾

Um jedoch auch für die anderen Fälle nach Möglichkeit eine Zuordnung zu ermöglichen, wurde die Methode II entwickelt, die weitere Informationen verarbeitet, allerdings auch erheblich mehr Aufwand erfordert. Ihr wollen wir uns im nächsten Punkt zuwenden.

1) Der Verfasser ist sich der Problematik einer Zuordnung der $a_{12}(t)$ zu den $n_{12}(t+\tau)$ ($\tau=1,2,\dots$) voll bewußt. Er hat aus diesem Grund die Methode I auch nur als ersten Einstieg für die Gewinnung der A-priori-Informationen angesehen und mit Methode II (die ihrerseits auch nicht ohne Probleme ist) versucht, diese Unzulänglichkeit zu überbrücken.

2) Über die Ergebnisse der Prognose aufgrund Bayes'scher Schätzungen für $P(t)$ unter Verwendung der A-priori-Informationen aus Methode I, s. Teil F.

1.2.3.1. Die Methode II

"Da die Unternehmer -wie Interviews ergaben- bei ihren Urteilen über die Geschäftslage und die künftige Geschäftsentwicklung ... u.a. auch an die Gewinnentwicklung und die Höhe der Auftragsbestände denken", ¹⁾ lag es nahe, die sog. "Hintergrundvariablen" der Geschäftslage -soweit im KT erfragt- für die Gewinnung der A-priori-Informationen im Rahmen der Bayes'schen Schätzung heranzuziehen. Es waren dies im einzelnen:

- (1) Produktionstätigkeit (Entwicklung von t-1 nach t) (Frage 2) ²⁾
- (2) Auftragseingang (Entwicklung von t-1 nach t) (Frage 4)
- (3) Auftragsbestand (Entwicklung von t-1 nach t) (Frage 5)
- (4) Auftragsbestand (Beurteilung in t) ³⁾ (Frage 6)
- (5) Produktionstätigkeit (Erwartung für t+1, t+2, t+3) (Frage 8)

Selbst ohne Unternehmerbefragung dürfte man annehmen, daß diese fünf Variablen für die Beurteilung der Geschäftslage und ihrer Entwicklung eine zentrale Rolle spielen. ⁴⁾

Die Frage war dann, wie konnten diese fünf Variablen für das Zuordnungsproblem, das im vorangegangenen Punkt angesprochen wurde, zugänglich gemacht werden. In dieser Untersuchung wurde die Frage durch Zusammenfassung der Meldungen zu einer Art "Index" gelöst, wobei jeder dieser Variablen gleiches Gewicht beigemessen wurde. Als nächste Vereinfachung habe ich nicht den Gehalt der Antworten auf die einzelnen KT-Fragen beachtet, sondern nur die Richtung. Damit konnten die Antworten "lebhafter", "gestiegen", "höher", "verhältnismäßig groß",

1) W. Strigel (41, S. 140)

2) Die Nummern der Fragen beziehen sich auf den Fragebogen für den KT der Industrie.

3) Mit t wird hier der Berichtsmonat gemeint.

4) Von den monatlich wiederkehrenden Fragen wurden lediglich die nach den Inlandspreisen (Frage 7 und Frage 9) sowie die Frage 3 (Lager der unverkauften Fertigwaren) und Frage 10 (Exportgeschäft) nicht berücksichtigt. Frage 3 und Frage 10, weil Fertigwarenlager und Exportgeschäft nicht überall üblich sind, Frage 7 und Frage 9, weil die Inlandspreise nicht unmittelbar Einfluß auf die Geschäftslage haben.

"steigen" mit einem Symbol, nämlich "+", gleichgesetzt werden. Analog erhielten die Antworten "unverändert", "gleichgeblieben", "etwa gleich groß", "ausreichend", "etwa gleich bleiben" das Symbol "=" und die Antworten "schwächer", "zurückgegangen", "geringer", "zu klein", "abnehmen" das Symbol "-". Aus den fünf Variablen mit je drei Antwortrichtungen ("+, =, -") lassen sich $\binom{5+2}{2} = 21$ unterschiedliche Fälle herleiten, je nachdem, wie groß die Anzahl der jeweiligen Antwortrichtung ist.

Tabelle 5*

Antwort- richtung Fall	+	=	-	Punkte J _f
1	0	0	5	- 5
2	0	1	4	- 4
3	0	2	3	- 3
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
7	1	0	4	- 3
8	1	1	3	- 2
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
20	4	1	0	4
21	5	0	0	5

Nun wurden den "+"-Meldungen eine +1, den "="-Meldungen eine 0 und den "-"-Meldungen die -1 zugeordnet. Bei Summierung der so gewonnenen Punkte für jeden Fall erhielt man Punktzahlen von -5 bis +5 (s. letzte Spalte der Tabelle 5*). Mit Hilfe dieser Punkte wurde dann ein Zuordnungsschema für jeden Zustand $i=1,2,3$ entworfen. Drei Grundgedanken standen dabei im Vordergrund:

- (1) Die tatsächlich gemeldete Geschäftslage (Frage 1) im Zeitpunkt t ist stärker zu berücksichtigen als die erwartete Geschäftslage (Frage 11)
- (2) Die Unternehmer neigen eher zu einer Unterschätzung ihrer zukünftigen positiven und negativen Veränderungen.¹⁾

¹⁾ O. Anderson jun. (3 , S. 83)

- (3) Bei ökonomischen Problemen trifft man sehr häufig auf Übergangsmatrizen, die in der Hauptdiagonalen und in unmittelbarer Umgebung der Hauptdiagonalen "stark besetzt" sind, d.h. in diesem Bereich befindet sich der Großteil der Wahrscheinlichkeitsmasse.¹⁾ Dies ist m.E. plausibel, da die Wahrscheinlichkeit für "extreme Sprünge" bei ökonomischen Problemen (also z.B. von gut nach schlecht) innerhalb eines kurzen Zeitraumes doch ziemlich klein sein dürfte.

Daraus ergab sich folgendes Schema:

Meldung auf Frage		J_f enthalten im Intervall	a_{ij}	
i	j'		i	j
1	1	[- 5; - 4]	1	2
	1	[- 3; + 5]	1	1
1	2	[- 5; 0]	1	2
	2	[+ 1; + 5]	1	1
1	3	[- 5; 0]	1	3
	3	[+ 1; + 5]	1	2
2	1	[- 5; - 4]	2	3
	1	[- 3; - 1]	2	2
	1	[0; + 5]	2	1
2	2	[- 5; - 3]	2	3
	2	[- 2; + 2]	2	2
	2	[+ 3; + 5]	2	1
2	3	[- 5; 0]	2	3
	3	[+ 1; + 3]	2	2
	3	[+ 4; + 5]	2	1
3	1	[- 5; - 1]	3	2
	1	[0; + 5]	3	1
3	2	[- 5; - 1]	3	3
	2	[0; + 5]	3	2
3	3	[- 5; + 2]	3	3
	3	[+ 3; + 5]	3	2

1) T.C. Lee et al. (26 , S. 44)

Sicher entbehren diese Aufteilungen des Intervalls $[-5; +5]$ nicht einer gewissen Willkür, jedoch fand diese Zerlegung durch die Ergebnisse der Materialprognose, die u.a. mit Hilfe der Resultate der Methode II durchgeführt wurde, m.E. nachträglich ihre Rechtfertigung (s. Teil F).¹⁾

Abschließend noch eine Bemerkung zur technischen Gewinnung der A-priori-Informationen durch Methode II. Aufbauend auf die Erhebung, die für Methode I notwendig war, wurden bei den fünf zusätzlich einbezogenen Variablen (Fragen 2, 4, 5, 6, 8) für jede meldende Firma des WMB in jedem der 96 Monate (0766 - 0674) summarisch die Antwortrichtung ("+", "=" oder "-") festgestellt, d.h. beispielsweise von den fünf Variablen hat die Firma mit der Kenn-Nr. 1006, vier mit "+", eine mit "=" und keine mit "-" beantwortet (dies entspräche Fall 20). Unter den insgesamt etwa 10 000 Meldungen (für den gesamten Untersuchungszeitraum) war jeder der 21 möglichen Fälle vertreten, wenn auch mit erheblich unterschiedlichen Häufigkeiten.

1.2.3.3. Die Methode III

Schließlich wurde mit Methode III versucht, A-priori-Informationen über die Übergangswahrscheinlichkeiten nur aus den Antworten der Frage 11 zu erhalten. Es wurde dabei völlig auf die Frage 1 verzichtet. Vielmehr wurde aus den Übergangstabellen für Frage 11 (die ebenfalls in Tabelle 4 erfaßt ist) analog zur Frage 1, Übergangshäufigkeiten $n_{i',j}(t)$ ($i', j' = 1', 2', 3'$ und $t = 1, 2, \dots, 95$) gebildet, wobei die Antwort "eher günstiger" mit $i' = 1'$, "etwa gleichbleiben" mit $i' = 2'$ und "eher ungünstiger" mit $i' = 3'$ bezeichnet wurde. Das Element $n_{1',3'}(t)$ z.B. besagt dann: Anzahl der

1) Wir bezeichnen mit $\underline{A}_{II}(t) = \underline{A}(t) = (a_{ij}(t))$ die A-priori-Informationen-Matrix aus Methode II. Da die Elemente von $\underline{A}_{II}(t)$ im Gegensatz zu den Elementen von $\underline{A}_I(t)$ mit Übergangshäufigkeiten vergleichbar sind, wird im folgenden $\underline{A}_{II}(t) = \underline{A}(t)$ gesetzt.

Unternehmer (bzw. ihrer Gesamtpunktzahl), die im Zeitpunkt $t-1$ meldeten "Unsere Geschäftslage ... wird ... eher günstiger" und die im Zeitpunkt t melden "Unsere Geschäftslage ... wird ... eher ungünstiger". Bei Methode III wurde gesetzt $n_{i,j}(t) = a_{i,j}(t)$, d.h. die absoluten Übergangshäufigkeiten der Variablen "Geschäftslageerwartung" wurden als A-priori-Informationen für die Bayes'sche Schätzung der Übergangsmatrizen $\underline{p}(t)$ verwendet. Damit gehen über die Likelihood-Funktion reine Geschäftslagebeurteilungsgrößen und über die A-priori-Dichtefunktion reine Geschäftslageerwartungsgrößen ein. Der Modalwert der A-posteriori-Dichtefunktion mit Hilfe der Methode III ermittelt, hat ebenfalls (s. Teil F) recht gute Ergebnisse geliefert.

2. Schätzung aus dem aggregierten Material (Makroschätzung)

Da die Mikroauswertung des KT-Materials einen erheblichen Zeitaufwand erfordert, liegt es aus Zeit- und damit auch aus Kostengründen nahe, Schätzungen mit dem aggregierten Material durchzuführen. Allerdings gehen durch die Aggregation bei allen Methoden Informationen verloren bzw. sind bei aggregierten Daten manchmal keine Schätzungen mehr möglich.

2.1. Schätzung der Anfangsverteilungen

Die Schätzung der Anfangsverteilungen mit Hilfe der Maximum-Likelihood-Methode¹⁾ aus dem Makromaterial (die sog. "Anteilszeile" des KT) ist identisch mit der aus dem Mikromaterial, da die aus dem Mikromaterial (durch Summieren und Relativieren der Einzelmeldungen zu $n_i(t)$ bzw. $\frac{n_i(t)}{n(t)}$) gewonnenen Schätzwerte für die Zustandswahrscheinlichkeiten

1) Die folgenden Ausführungen dieses Punktes gelten analog für die Schätzwerte aus der Bayes'schen Methode.

identisch waren mit den Werten der sog. "Anteilszeile" des KT-Aufbereitungsbogens. Wir brauchen uns deswegen hier nicht mehr mit der Schätzung der Anfangsverteilungen zu befassen, sondern können uns gleich der Schätzung der Übergangsmatrizen zuwenden.

2.2. Schätzung der Übergangsmatrizen

Auch bei der Schätzung der Übergangsmatrizen aus dem aggregierten Material sollen wieder die Maximum-Likelihood-Methode und die Bayes'sche Methode als Schätzverfahren verwendet werden. Allerdings können im aggregierten Fall auch die A-priori-Informationen für die Bayes'sche Schätzung nur mit Hilfe der Maximum-Likelihood-Methode gewonnen werden (vgl. Methode III beim Mikromaterial).

2.2.1. Makro-Maximum-Likelihood-Schätzung

Da sich im Vergleich zur Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzung lediglich das zur Schätzung benötigte Datenmaterial (was seine Aggregation betrifft) geändert hat, genügt es, was die Probleme des Schätzverfahrens anlangt, auf das in Pkt. 1.2.1. dieses Teils Gesagte zu verweisen, d.h. wir leiten auch hier wiederum die Schätzfunktion nur für einen bestimmten Monat her.

2.2.1.1. Die Makro-Likelihood-Funktion

Wir sind in Teil D Pkt. 1.1. von einer Zufallsstichprobe vom Umfang $n(t)$ $t=1,2,\dots$ aus einer in Zustandsklassen eingeteilten Gesamtheit ausgegangen und haben nach der Wahrscheinlichkeit gefragt, daß $n_i(t)$ Elemente dieser Gesamtheit sich im Zustand $i=1,2,3$ befinden. Wir haben ferner unterstellt, daß die Zufallsstichproben zu den verschiedenen Zeitpunkten voneinander unabhängig sind. Unter diesen Voraussetzungen erhielt man die gemeinsame Dichtefunktion (D 1.1.d). Von ihr wollen wir im folgenden ausgehen, aber zunächst sollen noch folgende Symbole eingeführt werden:

$$\underline{n}(t) = (n_i(t)) = (n_1(t), n_2(t), n_3(t)) \quad t=1, 2, \dots, T$$

$$\underline{n}_T = (n(t)) = (n(1), n(2), \dots, n(T)) \quad \text{wobei } n(t) = \sum_{i=1}^3 n_i(t)$$

$$\underline{N} = (\underline{n}(t)) = (\underline{n}(1), \underline{n}(2), \dots, \underline{n}(T))$$

$$\underline{p}(t) = (p_j(t)) = (p_1(t), p_2(t), p_3(t)) \quad t=1, 2, \dots, T$$

$$\text{mit } 0 \leq p_j(t) \leq 1 \text{ und } \sum_j p_j(t) = 1 \text{ für } j=1, 2, 3$$

$$\underline{p} = (\underline{p}(t)) = (\underline{p}(1), \underline{p}(2), \dots, \underline{p}(T))$$

$$\underline{q} \quad \text{ist ein Vektor mit den Elementen } q_i(t) \text{ und } q_i(t-1), \\ (t=1, 2, \dots, T),$$

$$\text{wobei } 0 \leq q_i(t) \leq 1 \text{ und } \sum_{i=1}^3 q_i(t) = 1 \text{ für } i=1, 2, 3 \\ t=0, 1, \dots, T$$

Da die $q_i(t-1)$ konsistente Schätzfunktionen für $p_i(t-1)$ sind, wollen wir annehmen, daß zwischen der beobachteten relativen Häufigkeit des Zeitpunktes $t-1$ und der Zustandswahrscheinlichkeit $p_j(t)$ folgende Beziehung besteht^{1) 2)}:

$$p_j(t) = \sum_i q_i(t-1) p_{ij} \quad \text{für } t=1, 2, \dots, \\ i, j=1, 2, 3$$

(D 2.2.1.1.a)

1) Zur Herleitung der gemeinsamen Dichtefunktion der Annahme (D 2.2.1.1.a) sowie der Likelihood-Funktion s. T.C.Lee et al. (26, S. 93 ff.). Der Verfasser möchte aber darauf hinweisen, daß die Ausführungen bei T.C. Lee et al. vor allem auf den Seiten 94-95 sehr fehlerhaft sind (13 Fehler auf 1 1/2 Seiten!).

2) Diese Annahme muß getroffen werden, um die p_{ij} für die Makrodaten-Schätzung ins Spiel bringen zu können. Man kann diese Annahme nachträglich rechtfertigen, denn wenn wir von dem (m.E. plausibleren) Ansatz:

$$q_j(t) = \sum_i q_i(t-1) p_{ij} + u_j(t) \text{ ausgehen, wobei } u_j(t) \text{ eine}$$

stochastische Störvariable darstellt, so kann man Kleinste-Quadrate-Schätzungen erhalten, die den Maximum-Likelihood-Schätzungen im Ergebnis völlig gleich sind. Die Kleinste-Quadrate-Schätzung wurde jedoch nicht verwendet, da dort die Likelihood-Funktion nicht auftritt, diese später für die Bayes'schen Schätzungen aber noch gebraucht wird. Es war deswegen m.E. gerechtfertigt, vom weniger plausiblen Ansatz (D 2.2.1.1.a) auszugehen.

Ferner gilt $n_i(t) = n(t)q_i(t)$ für $i=1,2,3$ (D 2.2.1.1.b)

Mit (D 2.2.1.1.a) und (D 2.2.1.1.b) erhält man aus der gemeinsamen Dichtefunktion

$$f(\underline{N}|\underline{p}, \underline{n}_T) = \prod_{t=1}^T \frac{n(t)!}{\prod_{i=1}^3 n_i(t)!} \prod_{j=1}^3 p_j(t)^{n_j(t)}$$

die Likelihood-Funktion

$$L(\underline{\pi}|\underline{q}) = \prod_{t=1}^T \left[\frac{n(t)!}{\left(\prod_{h=1}^2 (n(t)q_h(t))! \right) \left(n(t) - \sum_{k=1}^2 n(t)q_k(t-1) \right)!} \times \prod_{j=1}^3 \left(\sum_{i=1}^3 q_i(t-1)p_{ij} \right)^{n(t)q_j(t)} \times \left(1 - \sum_{k=1}^2 \sum_{i=1}^3 q_i(t-1)p_{ik} \right)^{n(t) - \sum_{k=1}^2 n(t)q_k(t)} \right]$$

(D 2.2.1.1.c)

wobei $\underline{\pi} = (p_{11}, p_{12}, \dots, p_{32}, p_{33})$

2.2.1.2. Der Modalwert der Makro-Likelihood-Funktion¹⁾

Um den Modalwert der Makro-Likelihood-Funktion²⁾ zu bestimmen, muß zunächst $\ln L(\underline{\pi}|\underline{q})$ gebildet werden, sowie $\frac{\partial \ln L(\underline{\pi}|\underline{q})}{\partial p_{ij}}$.

Wegen (D 2.2.1.1.a) muß die Kettenregel angewandt werden. Es ist

1) s. hierzu T.C. Lee et al. (26, S. 95 f.)

2) Da das globale Maximum außerhalb des möglichen Lösungsbereichs ($0 \leq p_{ij} \leq 1$) liegen kann, wird ein lokales Maximum innerhalb des Lösungsbereichs angestrebt. Die Lagrange-Methode, wie sie in den Punkten 1.1., 1.2.1.2. und 1.2.2.4. angewandt wurde, war zur Lösung dieses Extremwertproblems nicht geeignet. S. hierzu A. Charnes, W.W. Cooper (9, S. 405) sowie G. Hadley (17, S. 95).

$$\begin{aligned} \ln L(\pi|q) &= \sum_{t=1}^T \{ \ln[n(t)!] - \sum_{h=1}^2 \ln[(n(t)q_h(t))!] \} - \\ &- \ln[(n(t) - \sum_{k=1}^2 n(t)q_k(t-1))!] + \\ &+ \sum_{j=1}^2 n(t)q_j(t) \ln[p_j(t)] \end{aligned}$$

$$(D\ 2.2.1.2.a) \quad + [n(t) - \sum_{k=1}^2 n(t)q_k(t)] \ln[1 - \sum_{j=1}^2 p_j(t)]$$

Es ist

$$\frac{\partial \ln L(\pi|q)}{\partial p_{ij}} = \sum_{t=1}^T \frac{\partial \ln L(\pi|q)}{\partial p_j(t)} \cdot \frac{\partial p_j(t)}{\partial p_{ij}} \quad \text{für } j=1,2$$

Hierbei ist aus (D 2.2.1.2.a)¹⁾ wegen (D 2.2.1.1.a)

$$\frac{\partial \ln L(\pi|q)}{\partial p_j(t)} = \frac{n(t)q_j(t)}{p_j(t)} - \frac{n(t) - \sum_{k=1}^2 n(t)q_k(t)}{1 - \sum_{k=1}^2 p_k(t)}$$

und aus (D 2.2.1.1.a)

$$\frac{\partial p_j(t)}{\partial p_{ij}} = q_i(t-1)$$

Daraus folgt die notwendige Bedingung

$$(D\ 2.2.1.2.b) \quad \sum_{t=1}^T \left[\frac{n(t)q_j(t)}{p_j(t)} - \frac{n(t) - \sum_{k=1}^2 n(t)q_k(t)}{1 - \sum_{k=1}^2 p_k(t)} \right] q_i(t-1) = 0$$

für $i=1,2,3$
 $j=1,2$

¹⁾ Man muß beachten, daß zwischen den $p_j(t)$ wegen $\sum_j p_j(t)=1$ lineare Abhängigkeit besteht.

Die notwendige Bedingung (D 2.2.1.2.b) bedeutet, daß wir zunächst nur Schätzfunktionen¹⁾ für die Elemente der beiden ersten Spalten von $\underline{p}$ erhalten. Da wir nur $r=3$ Zustände betrachten, kann man -indem man (D 2.2.1.1.a) verwendet- aus folgenden sechs Gleichungen die Makro-Schätzfunktionen $\check{p}_{M'ij}$ ($i=1,2,3$; $j=1,2$) bestimmen:

$$\check{p}_{M'ij} = \frac{1}{\sum_{t=1}^T q_i^2(t-1) \left(\frac{n(t)}{p_j(t)} + \frac{n(t)}{p_3(t)} \right)} \left(\sum_{t=1}^T q_i(t-1) \left(\frac{n(t)}{p_j(t)} + \frac{n(t)}{p_3(t)} \right) \times \right. \\ \times (q_j(t) - q_v(t-1)p_{vj} - q_w(t-1)p_{wj}) + \sum_{t=1}^T q_i(t-1) \frac{n(t)}{p_3(t)} \times \\ \left. \times (q_k(t) - q_i(t-1)p_{ik} - q_v(t-1)p_{vk} + q_w(t-1)p_{wk}) \right) \quad (D 2.2.1.2.c)$$

für $i=1,2,3$; $j=1,2$

$$v = \begin{cases} k & \text{für } i=j \\ j & \text{" } i \neq j \end{cases} \quad w = \begin{cases} l & \text{für } i=1,2 \\ k & \text{" } i=3 \end{cases} \quad \text{wobei} \\ k = \begin{cases} j+1 & \text{für } j=1 \\ j-1 & \text{" } j=2 \end{cases} \quad l = \begin{cases} j+2 & \text{für } j=1 \\ j+1 & \text{" } j=2 \end{cases}$$

Die Schätzfunktionen $\check{p}_{M'i3}$ ($i=1,2,3$) erhält man aus

$$\check{p}_{M'i3} = 1 - \sum_{j=1}^2 \check{p}_{M'ij} \quad \text{für } i=1,2,3.$$

Man kann die Schätzfunktionen $\check{p}_{M'ij}$ ($i,j=1,2,3$) mit Hilfe der Matrixschreibweise knapper -und damit übersichtlicher- angeben. Dazu sei folgende Notation eingeführt:

1) Da wir den Modalwert ohne Berücksichtigung der Nebenbedingungen $\sum_j p_{ij}=1$ und $0 \leq p_{ij} \leq 1$ $i,j=1,2,3$ abgeleitet haben, sind die Schätzfunktionen, die aus (D 2.2.1.1.b) resultieren, nicht automatisch auch Maximum-Likelihood-Schätzfunktionen, ganz abgesehen von der Tatsache, daß die wahren -aber unbekannten- Zustandswahrscheinlichkeiten $p_j(t)$ in die Modalwertbestimmung eingehen. Auf das Problem der $p_j(t)$ wollen wir später noch kurz eingehen.

$$\underline{x}_j = \begin{pmatrix} q(0) \\ q(1) \\ \vdots \\ q(T-1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} q_1(0) & q_2(0) & q_3(0) \\ q_1(1) & q_2(1) & q_3(1) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ q_1(T-1) & q_2(T-1) & q_3(T-1) \end{pmatrix} \quad \text{für } j=1,2$$

$$\underline{x} = \begin{pmatrix} \underline{x}_1 & \underline{0} \\ \underline{0} & \underline{x}_2 \end{pmatrix} \quad \text{mit } \underline{0}: \text{ Nullmatrix und } \underline{x}_1 = \underline{x}_2$$

$$\underline{q}_1 = (q_1(1), q_1(2), \dots, q_1(T)) \quad \underline{q}_2 = (q_2(1), q_2(2), \dots, q_2(T))$$

$$\underline{q}'_u = \begin{pmatrix} q'_1 \\ q'_2 \end{pmatrix}$$

$$P_1 = (p_{11} p_{21} p_{31}) \quad P_2 = (p_{12} p_{22} p_{32}) \quad P_3 = (p_{13} p_{23} p_{33})$$

$$P'_u = \begin{pmatrix} p'_1 \\ p'_2 \end{pmatrix}^1)$$

Die Varianz-Kovarianz-Matrix der $q_j(t)$ für $i, j=1,2$ und $t=1,2,\dots,T^2)$ ist

$$\underline{V}(t) = \frac{1}{n(t)} \begin{pmatrix} p_1(t)[1-p_1(t)] & -p_1(t)p_2(t) \\ -p_2(t)p_1(t) & p_2(t)[1-p_2(t)] \end{pmatrix}$$

Man kann die Varianz-Kovarianz-Matrix für alle Zeitpunkte t durch eine "time-ordered Kronecker expansion" von $\underline{V}(t)$ er-

1) u steht für "unvollständig", da wir wegen der linearen Abhängigkeit nur die Elemente der beiden ersten (= r-1) Spalten schätzen können.

2) s. Punkt 1.1. dieses Teils sowie T.C. Lee et al. (26, S.76)

halten, die wir mit $\underline{\Sigma}$ bezeichnen, wobei¹⁾

$$\underline{\Sigma} = \underline{V}(t) \otimes \underline{I}_{t=1}^T$$

In unserem Falle wäre

$$\underline{\Sigma} = \begin{pmatrix} \underline{\Sigma}_{11} & \underline{\Sigma}_{12} \\ \underline{\Sigma}_{21} & \underline{\Sigma}_{22} \end{pmatrix}$$

$$\text{wobei } \underline{\Sigma}_{ij} = \begin{pmatrix} \frac{p_j(1)[1-p_j(1)]}{n(1)} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{p_j(2)[1-p_j(2)]}{n(2)} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{p_j(T)[1-p_j(T)]}{n(T)} \end{pmatrix} \quad \text{für } i=j$$

$$\underline{\Sigma}_{ij} = \begin{pmatrix} \frac{-p_i(1)p_j(1)}{n(1)} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{-p_i(2)p_j(2)}{n(2)} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{-p_i(T)p_j(T)}{n(T)} \end{pmatrix} \quad \text{für } i \neq j$$

Mit Hilfe dieser Symbolik läßt sich (D 2.2.1.2.c) darstellen durch

$$\underline{x}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{q}'_u - \underline{x}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{x} \underline{p}'_u = \underline{0} \quad (D 2.2.1.2.d)$$

$$\text{bzw.} \quad \underline{\tilde{p}}'_{M,u} = (\underline{x}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{x})^{-1} \underline{x}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{q}'_u \quad (D 2.2.1.2.e)$$

wobei $\underline{\tilde{p}}'_{M,u} = (\tilde{p}'_{M,ij})$ für $i=1,2,3 \quad j=1,2$

1) $\underline{I}_{t=1}^T$ ist eine Einheitsmatrix, deren Ordnung von T abhängt.

2) $\underline{0}$ ist hier ein (6×1) -Nullvektor

Den Schätzvektor $\hat{\underline{p}}'_{M,3}$ für $\underline{p}_3$ erhält man aus

$$\hat{\underline{p}}'_{M,3} = \underline{n}'_3 - \underline{R} \hat{\underline{p}}'_{M,u} \quad , \quad \text{wobei } \underline{R} = (\underline{I}_3, \underline{I}_3)^{1)} \quad \text{und} \quad (\text{D 2.2.1.2.f})$$

$$\underline{n}_3 = (1 \ 1 \ 1)$$

Abschließend zu dieser Matrixdarstellung sollen nur noch die Elemente von $\underline{\Sigma}^{-1}$ bestimmt werden. Ist $\underline{V}(t)$ nicht singulär, so existiert $\underline{\Sigma}^{-1}$ und es gilt²⁾³⁾

$$\begin{aligned} \underline{\Sigma}^{-1} &= (\underline{V}(t) \otimes \underline{I}_{t=1}^T)^{-1} = [\underline{V}(t)]^{-1} \otimes [\underline{I}_{t=1}^T]^{-1} = \\ &= [\underline{V}(t)]^{-1} \otimes \underline{I}_{t=1}^T \end{aligned}$$

Da die Matrix $\underline{V}(t)$ nur von der Ordnung 2 ist, läßt sich $[\underline{V}(t)]^{-1}$ leicht bestimmen. Es ist

$$[\underline{V}(t)]^{-1} = \frac{1}{|\underline{V}(t)|} \begin{pmatrix} \frac{p_2(t)[1-p_2(t)]}{n(t)} & \frac{p_1(t)p_2(t)}{n(t)} \\ \frac{p_2(t)p_1(t)}{n(t)} & \frac{p_1(t)[1-p_1(t)]}{n(t)} \end{pmatrix}$$

Hierbei ist $|\underline{V}(t)|$ die Determinante von $\underline{V}(t)$ mit

$$|\underline{V}(t)| = \frac{p_1(t)p_2(t)[1-p_1(t)-p_2(t)]}{[n(t)]^2} = \frac{p_1(t)p_2(t)p_3(t)}{[n(t)]^2}$$

1) $\underline{I}_3$ ist die Einheitsmatrix dritter Ordnung

2) vgl. z.B. P. Schönfeld (38, S. 248); zum Beweis verwendet man Rechenregel (A-9.5) bei Schönfeld S. 243:

$$\begin{aligned} (\underline{A} \otimes \underline{B})(\underline{C} \otimes \underline{D}) &= (\underline{AC}) \otimes (\underline{BD}). \text{ Setzt man } \underline{A} = \underline{V}(t), \underline{B} = \underline{I}_{t=1}^T, \\ \underline{C} &= [\underline{V}(t)]^{-1}, \underline{D} = [\underline{I}_{t=1}^T]^{-1}, \text{ so ist } \underline{\Sigma} \underline{\Sigma}^{-1} = \{\underline{V}(t) \otimes \underline{I}_{t=1}^T\} \cdot \\ &\{\underline{V}(t)]^{-1} \otimes [\underline{I}_{t=1}^T]^{-1}\} = [\underline{V}(t)][\underline{V}(t)]^{-1} \otimes [\underline{I}_{t=1}^T][\underline{I}_{t=1}^T]^{-1} = \\ &= \underline{I} \otimes \underline{I}_{t=1}^T = \underline{I}_{2T} \quad (2T \text{ ist die Ordnung der Einheitsmatrix}). \end{aligned}$$

3) vgl. z.B. T.C. Lee et al. (26, S. 77 ff.)

Daraus ergibt sich unmittelbar für $\underline{\Sigma}^{-1} = \begin{pmatrix} \underline{\Sigma}^{11} & \underline{\Sigma}^{12} \\ \underline{\Sigma}^{21} & \underline{\Sigma}^{22} \end{pmatrix}$, daß

$$\underline{\Sigma}^{ij} = \begin{pmatrix} \frac{n(1)}{p_j(1)} + \frac{n(1)}{p_3(1)} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{n(2)}{p_j(2)} + \frac{n(2)}{p_3(2)} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{n(T)}{p_j(T)} + \frac{n(T)}{p_3(T)} \end{pmatrix} \quad \text{für } i=j$$

$$\underline{\Sigma}^{ij} = \begin{pmatrix} \frac{n(1)}{p_3(1)} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{n(2)}{p_3(2)} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{n(T)}{p_3(T)} \end{pmatrix} \quad \text{für } i \neq j$$

2.2.1.3. Eine Lösung unter Einschluß der Restriktionen

Die aus (D 2.2.1.2.c bzw. e) gewonnenen Makro-Schätzfunktionen für p_{ij} haben den -für die praktische Schätzung- nicht unerheblichen Nachteil, daß $\hat{p}_{M,ij} < 0$ und $\hat{p}_{M,ij} > 1$ sein kann,¹⁾

nämlich je nachdem, ob die Lösungsmenge $\{\hat{p}_{M,ij}\}_{i,j=1,2,3}$ im zulässigen Lösungsraum liegt oder nicht. Liegt $\{\hat{p}_{M,ij}\}$ im zulässigen Lösungsraum, d.h. fallen lokales und globales Maximum zusammen, dann wird diese Lösungsmenge für die Schätzung verwandt, liegt sie jedoch nicht im zulässigen Lösungs-

1) Dieser Fall trat in der vorliegenden empirischen Untersuchung (es wurde $T=6$ gewählt, d.h. es gingen für die Schätzung einer Übergangsmatrix jeweils die aggregierten Daten von sechs Monaten ein) wenigstens bei einem zu schätzenden p_{ij} in fast jeder der 91 Makro-Maximum-Likelihood-Schätzungen für $\underline{p}$ auf.

raum, so muß mit Hilfe der Methoden der nichtlinearen Programmierung¹⁾ versucht werden, eine zulässige Lösung zu finden²⁾.

Wie in Punkt 2.2.1.1. dieses Teils bereits angedeutet, führt Aitken's verallgemeinerte Kleinste-Quadrate-Methode (bei bestimmten Modellannahmen) zum gleichen Ergebnis wie die Maximierung des Logarithmus der Makro-Maximum-Likelihood-Funktion. Man erhält den Aitken-Schätzer

$$\underline{\hat{p}}'_u = (\underline{X}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{X}')^{-1} \underline{X}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{q}'_u = (\underline{\hat{p}}'_{Mu}) \quad (\text{D } 2.2.1.3.a)$$

indem man (ohne Beachtung der Restriktionen $0 \leq p_{ij} \leq 1$ und $\sum_j p_{ij} = 1$) die lineare und quadratische Form (in den p_{ij}) (D 2.2.1.3.b) minimiert:

$$(\underline{q}'_u - \underline{X} \underline{p}'_u)' \underline{\Sigma}^{-1} (\underline{q}'_u - \underline{X} \underline{p}'_u) \quad (\text{D } 2.2.1.3.b)$$

Man wird deshalb das Problem der Auffindung einer zulässigen Lösung unter Beachtung der Restriktionen

$$\underline{R} \underline{p}'_u \leq \underline{n}'_3 \quad (\text{D } 2.2.1.3.c)$$

$$\text{und} \quad \underline{p}'_u \geq \underline{0} \quad (\text{D } 2.2.1.3.d)$$

sinnvollerweise mit Hilfe der quadratischen Programmierung (quadratische Zielfunktion, lineare Restriktionen) zu lösen versuchen.

1) Da der Logarithmus der Makro-Likelihood-Funktion eine nicht-lineare Funktion ist, ist der Fall der nicht-linearen Programmierung gegeben.

2) Die Restriktion $\sum_{j=1}^3 \hat{p}_{M'ij} = 1$ ist wegen (D 2.2.1.2.f) immer erfüllt.

Mit Hilfe des Theorems von Kuhn-Tucker¹⁾ und des Dualitätstheorems der quadratischen Programmierung von Dorn²⁾ kann das Problem der Minimierung einer Summe aus einer linearen und einer quadratischen Form unter linearen Nebenbedingungen übergeführt werden in eine Maximierung einer linearen Form unter ebenfalls linearen Nebenbedingungen. Unser lineares Programmierungsproblem lautet dann³⁾:

$$\text{Maximiere } (\underline{x}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{q}'_{\underline{u}} - \underline{x}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{x} \underline{p}'_{\underline{u},0})' \underline{p}'_{\underline{u}} \quad (\text{D 2.2.1.3.e})$$

unter den Nebenbedingungen $\underline{R} \underline{p}'_{\underline{u}} \leq \underline{n}'_3$ und $\underline{p}'_{\underline{u}} \geq \underline{0}$, wobei $\underline{p}'_{\underline{u},0}$ die (unbekannte) optimale Lösung ist, die wir suchen.

Aufgrund des Dualitätstheorems der linearen Programmierung von Dantzig und Orden⁴⁾ kann dieses Maximierungsproblem in folgendes (duale) Minimierungsproblem überführt werden:

$$\text{Minimiere } \underline{\lambda}' \underline{n}'_3 \quad (\text{D 2.2.1.3.f})$$

$$\text{unter den Nebenbedingungen } \underline{\lambda} \geq \underline{0} \quad (\text{D 2.2.1.3.g})$$

$$\text{und } \underline{R}' \underline{\lambda}' \geq \underline{x}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{q}'_{\underline{u}} - \underline{x}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{x} \underline{p}'_{\underline{u},0} \quad (\text{D 2.2.1.3.h})$$

wobei $\underline{\lambda}$ der (1×3) -Vektor der dualen Variablen ist.

Da sowohl das primale (lineare) als auch das duale (lineare) Problem $\underline{p}'_{\underline{u},0}$ enthalten, kann man folgendes Primal-Dual- Programmierungs-Problem formulieren:

1) H.W. Kuhn and A.W. Tucker (24, S. 481-492) sowie G. Hadley (17, S. 234-248, S. 259-269)

2) W.S. Dorn (12, S. 155-162) sowie G. Hadley (17, S. 290-292)

3) T.C. Lee et al. (26, S. 101)

4) G.B. Dantzig and A. Orden (11) sowie G. Hadley (16, S. 221-272)

Maximiere

$$(\underline{x}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{q}'_u - \underline{x}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{x} \underline{p}'_u) \underline{p}'_u - \underline{\lambda} \underline{n}'_3 = \underline{\alpha} \underline{p}'_u - \underline{\lambda} \underline{p}'_3 \leq 0 \quad (\text{D } 2.2.1.3.i)$$

unter den Nebenbedingungen

$$\underline{R} \underline{p}'_u + \underline{p}'_3 = \underline{n}'_3 \quad (\text{D } 2.2.1.3.j)$$

$$\underline{R}' \underline{\lambda}' + (\underline{x}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{x}) \underline{p}'_u - \underline{\alpha}' = \underline{x}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{q}'_u \quad (\text{D } 2.2.1.3.k)$$

$$\underline{p}'_u, \underline{p}'_3, \underline{\lambda}', \underline{\alpha}' \geq 0 \quad (\text{D } 2.2.1.3.l)$$

wobei die Elemente von $\underline{p}'_3$ und $\underline{\alpha}'$ Schlupfvariable sind.

Das in (D 2.2.1.3.i-l) formulierte Problem kann mit Hilfe der Simplex-Methode gelöst werden. Allerdings tritt dabei die Schwierigkeit auf, daß die Matrix $\underline{\Sigma}$ nicht bekannt ist, weil in $\underline{\Sigma}$ die wahren -aber unbekannten- Zustandswahrscheinlichkeiten $p_j(t)$ eingehen, die selbst, wegen $p_j(t) = \sum_{i=1}^3 p_i(t) p_{ij}$,

von den p_{ij} abhängen.¹⁾ Man kann diese Schwierigkeit durch ein sukzessives Approximationsverfahren beheben,²⁾ indem man die wahren Werte $p_j(t)$ durch die konsistenten Schätzwerte $q_j(t)$ ersetzt.³⁾ Mit Hilfe der so gewonnenen Varianz-Kovarianz-Matrix $\hat{\underline{\Sigma}}$ erhält man aus (D 2.2.1.3.i-l) eine erste Näherung für die gesuchte Übergangsmatrix. Die Matrixwerte dieser ersten Näherung und die Anfangswerte $q_j(t)$ werden in (D 2.2.1.1.a) eingesetzt, so daß man einen Zustandsvektor aus erster Näherung erhält. Diese angenäherten Zustandswahrscheinlichkeiten gehen in die Varianz-Kovarianz-Matrix ein, aus der in zweiter Näherung Schätzwerte für die wahre Übergangsmatrix gewonnen werden usw. Das Verfahren wird solange

1) vgl. hierzu auch Punkt 2.2.1.2. dieses Teils sowie T.C. Lee et al. (26, S. 101 f.)

2) s. hierzu M. G. Kendall and A. Stuart (21, S. 48 f.)

3) Es muß nicht $q_j(t)$ sein; andere konsistente Schätzfunktionen für $p_j(t)$ sind ebenfalls geeignet, s. M.G. Kendall and A. Stuart (21, S. 48)

fortgesetzt, bis für alle $i, j=1,2,3$ die Schätzwerte für die wahren p_{ij} zweier aufeinanderfolgender Näherungsverfahren gleich sind.¹⁾ Dieses Verfahren liefert die gewünschten Makro-Maximum-Schätzwerte $\hat{p}_{Mij}$ bzw. $\hat{p}_M$.

Wir wollen damit die Schätzung der Übergangsmatrix aus Makrodaten unter Verwendung der Maximum-Likelihood-Methode beenden und uns den Bayes'schen Schätzverfahren zuwenden.

2.2.2. Makro-Bayes-Schätzung

Wir besitzen beim Ifo-KT neben dem aggregierten "Zustandsmaterial" (das sind die relativen Anteile je Zustand bei Frage 1 des KT für die Industrie) auch aggregiertes Material über die künftige Entwicklung (z.B. der Geschäftslage, s. die relativen Anteile bei Frage 11 des KT für die Industrie). Damit verfügen wir über A-priori-Informationen. Somit können wir, wie bei den Mikrodaten, Bayes'sche Schätzfunktionen aufstellen. Allerdings muß bereits hier darauf hingewiesen werden, daß in die A-priori-Verteilung eigentlich nur Mikrodaten eingehen können, weswegen die aggregierten Daten gleichsam "mikrosiert" werden müssen.²⁾ Das bedeutet, daß wir bei der Makro-Bayes-Schätzung eigentlich zwei Typen von Schätzfunktionen unterscheiden müssen: (1) Die reinen Makro-Schätzungen, mit Makro-Stichprobeninformationen und "mikrosierten" Makro-a-priori-Informationen und (2) die gemischten Makro-Schätzungen oder Meso-Schätzungen, mit Makro-Stichprobeninformationen und Mikro-a-priori-Informationen. In jedem der beiden Fälle wird jedoch die gleiche A-Posteriori-Dichtefunktion verwendet. Ihr gilt im folgenden Punkt unser Interesse.

1) Bei praktischen Problemen gibt man sich eine (beliebig kleine) Differenz zwischen zwei Näherungslösungen vor.

2) Eine Disaggregation ist nicht möglich.

2.2.2.1. Die Makro-a-posteriori-Dichtefunktion

Wir wollen die Modellannahme bezüglich des Stichprobencharakters unserer Daten, wie wir sie in den Punkten 1.1. und 2.2.1.1. dieses Teils unterstellten, beibehalten und können damit die Likelihood-Funktion $L(\underline{\pi}|\underline{g})$ (D 2.2.1.1.c) zur Gewinnung unserer A-posteriori-Dichtefunktion verwenden. Als A-priori-Dichtefunktion greifen wir auf die Matrix-Beta-Dichtefunktion von Martin (D 1.2.2.2.a) zurück. Wenn wir schließlich die Ausführungen in Punkt 1.2.2.3. dieses Teils analog anwenden, erhalten wir die Makro-a-posteriori-Dichtefunktion $g(\underline{p}|\underline{N}^+)$

$$g(\underline{p}|\underline{N}^+) = K \left\{ \left(\prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^3 p_j(t)^{n_j(t)} \right) \left(\prod_{i=1}^3 \prod_{j=1}^3 p_{ij}^{a_{ij}-1} \right) \right\} \quad (\text{D 2.2.2.1.a})$$

wobei $\underline{N}^+$ der um $\underline{n}(0)$ erweiterte Vektor $\underline{N}$ ist,¹⁾ und K eine Normierungskonstante.

Berücksichtigt man²⁾

$$(1) \quad \sum_{j=1}^3 p_{ij} = 1$$

$$(2) \quad \sum_{j=1}^3 p_j(t) = 1$$

$$(3) \quad p_j(t) = \sum_{i=1}^3 q_i(t-1) p_{ij} \quad \text{s. (D 2.2.1.1.a)}$$

$$(4) \quad n_j(t) = n(t) q_j(t) \quad \text{s. (D 2.2.1.1.b)}$$

so erhält man

1) T.C. Lee et al. (26, S. 109)

2) wegen der folgenden Differentiationen für die Modalwertbestimmung

$$\begin{aligned}
 g(\underline{P}|\underline{N}^+) = K & \left\{ \left(\prod_{t=1}^T \left[\prod_{j=1}^2 \left(\sum_{i=1}^3 q_i(t-1) p_{ij} \right)^{n(t) q_j(t)} \right] \times \right. \right. \\
 & \times \left[1 - \frac{\sum_{k=1}^2 \sum_{i=1}^3 q_i(t-1) p_{ik}}{2} \right]^{n(t) - \sum_{k=1}^2 n(t) q_k(t)} \Bigg) \times \\
 & \times \left(\prod_{i=1}^3 \left[\prod_{j=1}^2 p_{ij}^{a_{ij}-1} \right] \left[1 - \sum_{k=1}^2 p_{ik} \right]^{\sum_{j=1}^2 a_{ij} - \sum_{k=1}^2 a_{ik}-1} \right) \Bigg\} \\
 & \quad \quad \quad (D\ 2.2.2.1.b)
 \end{aligned}$$

2.2.2.2. Der Modalwert der Makro-a-posteriori-Dichtefunktion

Wie im Fall der Maximum-Likelihood-Methode soll auch hier der Modalwert zunächst ohne Berücksichtigung der Nebenbedingungen $\sum_{j=1}^3 p_{ij}=1$ und $0 \leq p_{ij} \leq 1$ hergeleitet werden. Durch Differenzieren von $\ln g(\underline{P}|\underline{N}^+)$ nach p_{ij} (wobei die Abhängigkeiten (3)-(4) des Punktes 2.2.2.1. dieses Teils berücksichtigt werden müssen) erhält man als notwendige Bedingungen für ein Maximum folgende sechs Gleichungen:¹⁾

$$\begin{aligned}
 \frac{\sum_{t=1}^T n_j(t)}{\sum_{j=1}^3 p_j(t)} - \frac{n(t) - \sum_{j=1}^2 n_k(t)}{1 - \sum_{j=1}^2 p_k(t)} q_i(t-1) + \frac{a_{ij}-1}{p_{ij}} - \\
 - \frac{\sum_{j=1}^3 a_{ij} - \sum_{k=1}^2 a_{ik}-1}{1 - \sum_{k=1}^2 p_{ik}} = 0 \quad \text{für } i=1,2,3 \\
 \quad \quad \quad j=1,2 \quad \quad \quad (D\ 2.2.2.2.a)
 \end{aligned}$$

Die Darstellung dieses Gleichungssystems kann wiederum mit Hilfe der Matrix-Schreibweise erfolgen. Es ist dann

$$\underline{X}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{q}' - \underline{X}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{X} \underline{p}' + \underline{\Sigma}_0^{-1} \underline{f}' - \underline{\Sigma}_0^{-1} \underline{J} \underline{p}' = \underline{0} \quad (D\ 2.2.2.2.b)$$

1) s. T.C. Lee et al. (26, S. 110 ff.)

Die Matrizen $\underline{X}'$ und $\underline{\Sigma}^{-1}$ sowie die Vektoren $\underline{q}'_u$ und $\underline{p}'_u$ sind in Punkt 2.2.1.2. dieses Teils erklärt. Für die Matrizen $\underline{\Sigma}_0^{-1}$ und $\underline{J}$ gilt:

$$\underline{\Sigma}_0^{-1} = \begin{pmatrix} \underline{\Sigma}_0^{11} & \underline{\Sigma}_0^{12} \\ \underline{\Sigma}_0^{21} & \underline{\Sigma}_0^{22} \end{pmatrix}, \text{ wobei}$$

$$\underline{\Sigma}_0^{kj} = \begin{pmatrix} (a_1+1) \left(\frac{1}{p_{1j}} + \frac{1}{p_{13}} \right) & 0 & 0 \\ 0 & (a_2+1) \left(\frac{1}{p_{2j}} + \frac{1}{p_{23}} \right) & 0 \\ 0 & 0 & (a_3+1) \left(\frac{1}{p_{3j}} + \frac{1}{p_{33}} \right) \end{pmatrix}$$

für $k=j=1,2$
mit

$$a_i = \sum_{j=1}^3 a_{ij}$$

für $i=1,2,3$

$$\underline{\Sigma}_0^{kj} = \begin{pmatrix} (a_1+1) \frac{1}{p_{13}} & 0 & 0 \\ 0 & (a_2+1) \frac{1}{p_{23}} & 0 \\ 0 & 0 & (a_3+1) \frac{1}{p_{33}} \end{pmatrix} \quad \begin{matrix} \text{für } k \neq j=1,2 \text{ und} \\ a_i = \sum_{j=1}^3 a_{ij} \\ \text{für } i=1,2,3 \end{matrix}$$

$$\underline{J} = \begin{pmatrix} \underline{J}_1 & \underline{0} \\ \underline{0} & \underline{J}_2 \end{pmatrix} \quad \text{wobei } \underline{J}_1 = \underline{J}_2 \text{ mit}$$

$$\underline{J}_1 = \begin{pmatrix} \frac{a_1-3}{a_1+1} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{a_2-3}{a_2+1} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{a_3-3}{a_3+1} \end{pmatrix} \quad \begin{matrix} \text{sowie } a_i = \sum_{j=1}^3 a_{ij} \\ \text{für } i=1,2,3 \end{matrix}$$

Schließlich ist $\underline{f}$ ein (1×6) -Vektor

$$\underline{f} = \left(\frac{a_{11}^{-1}}{a_1+1}, \frac{a_{21}^{-1}}{a_2+1}, \frac{a_{31}^{-1}}{a_3+1}, \frac{a_{12}^{-1}}{a_1+1}, \frac{a_{22}^{-1}}{a_2+1}, \frac{a_{32}^{-1}}{a_3+1} \right)$$

Aus (D 2.2.2.2.b) erhält man dann für die Elemente der beiden ersten Spalten von $\underline{p}$ Schätzwerte, die im Vektor $\underline{\tilde{p}}'_{B,u}$ zusammengefaßt sind. Es gilt

$$\underline{\tilde{p}}'_{B,u} = (\underline{X}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{X} + \underline{\Sigma}_O^{-1} \underline{J})^{-1} (\underline{X}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{q}'_u + \underline{\Sigma}_O^{-1} \underline{f}') \quad (\text{D 2.2.2.2.c})$$

Die Elemente der dritten Spalte von $\underline{p}$ werden geschätzt durch¹⁾

$$\underline{\tilde{p}}'_{B,3} = \underline{\eta}'_3 - \underline{R} \underline{\tilde{p}}'_{B,u} \quad (\text{D 2.2.2.2.d})$$

Die Schätzfunktionen $\underline{\tilde{p}}_{B,u}$ und $\underline{\tilde{p}}_{B,3}$, die wir im Vektor $\underline{\tilde{p}}_{B,} = (\underline{\tilde{p}}_{B,u}, \underline{\tilde{p}}_{B,3})$ zusammenfassen, haben- wie wir das schon bei der Maximum-Likelihood-Methode feststellen mußten- wiederum zwei Mängel:²⁾

- (1) Es ist nicht sichergestellt, daß die Elemente $\tilde{p}_{B,ij}$ ($i, j=1, 2, 3$) der Vektoren der Bedingung $0 \leq \tilde{p}_{B,ij} \leq 1$ genügen. (Die Bedingung $\sum_{j=1}^3 \tilde{p}_{B,ij} = 1$ ist wegen (D 2.2.2.2.d) erfüllt.)
- (2) Die Matrizen $\underline{\Sigma}^{-1}$ und $\underline{\Sigma}_O^{-1}$ enthalten die wahren (aber unbekannten) p_{ij} .

1) $\underline{\eta}_3 = (1 \quad 1 \quad 1)$; $\underline{R} = (\underline{I}_3 \quad \underline{I}_3)$

2) s. T.C. Lee et al. (26, S. 112, 115)

Der Mangel (1) tritt natürlich nicht auf, wenn die Elemente $\check{p}_{B'ij}$ die beiden Ungleichungen erfüllen, wir könnten dann $\check{p}_B$ als Schätzvektor verwenden, wenn nicht Mangel (2) wäre. Bevor wir uns aber der Behebung des Mangels (2) zuwenden, wollen wir zuerst ein Verfahren angeben, das bei Auftreten von Mangel (1) diesen heilt.

2.2.2.3. Eine Lösung unter Einschluß der Restriktionen¹⁾

Auch im Fall der Bayes'schen Schätzmethode aus den aggregierten Daten kann mit Hilfe der Theoreme von Kuhn-Tucker, Dorn, Dantzig und Orden eine Bayes'sche Schätzfunktion gefunden werden, die den Nichtnegativitätsanforderungen genügt. Man erhält die gewünschten Bayes'schen Schätzfunktionen aus folgendem Primal-dual-Programmierungs-Ansatz²⁾:

Maximiere

$$\begin{aligned} & (\underline{X}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{q}'_u + \underline{\Sigma}_O^{-1} \underline{f} - \underline{X}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{X} \underline{p}'_u - \underline{\Sigma}_O^{-1} \underline{J} \underline{p}'_u)' \underline{p}'_u - \underline{\lambda}' \underline{n}'_3 = \\ & = - \underline{\alpha p}'_u - \underline{\lambda p}'_3 \leq 0 \end{aligned} \quad (D \ 2.2.2.3.a)$$

unter den Nebenbedingungen

$$\underline{R} \underline{p}'_u + \underline{p}'_3 = \underline{n}'_3 \quad (D \ 2.2.2.3.b)$$

$$\underline{R}' \underline{\lambda}' + (\underline{X}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{X} + \underline{\Sigma}_O^{-1} \underline{J}) \underline{p}'_u - \underline{\alpha}' = \underline{X}' \underline{\Sigma}^{-1} \underline{q}'_u + \underline{\Sigma}_O^{-1} \underline{f}' \quad (D \ 2.2.2.3.c)$$

$$\text{und} \quad \underline{p}'_u, \underline{\lambda}', \underline{p}'_3, \underline{\alpha}' \geq 0 \quad (D \ 2.2.2.3.d)$$

wobei $\underline{\alpha}'$ und $\underline{p}'_3$ (6×1)-bzw. (3×1)-Vektoren mit Schlupfvariablen sind. Das in (D 2.2.2.3.a-d) formulierte Primal-Dual-Problem kann mit Hilfe der Simplex-Methode gelöst werden und liefert den Schätzvektor $\check{p}_B = (\check{p}_{Bij})$ i,j=1,2,3 für die Matrix $\underline{P}$.

¹⁾ s. T.C.Lee et al. (26, S. 115 f.)

²⁾ Die Lösung des Problems erfolgt analog zu Punkt 2.2.1.3. dieses Teils, weswegen nur noch die endgültige Primal-dual-Programm-Formulierung angegeben wird.

Wie bereits bei der Maximum-Likelihood-Schätzung tritt auch hier wiederum das Problem der unbekannten Varianz-Kovarianz-Matrix $\underline{\Sigma}$ bzw. $\underline{\Sigma}_0$ auf. Man löst diese Schwierigkeit bei der

Bayes'schen Schätzung, indem man in $p_j(t) = \sum_{i=1}^3 p_i(t-1)p_{ij}$

$p_i(t-1)$ durch $q_i(t-1)$ und p_{ij} durch $E(p_{ij}) = \frac{a_{ij}}{\sum_{j=1}^3 a_{ij}}$ für

$i, j=1, 2, 3$ ersetzt¹⁾, d.h. sowohl in der Matrix $\underline{\Sigma}^{-1}$ als auch

1) Aus der Dichtefunktion der i-ten Zeile (s. T.C. Lee et al. (26, S. 107 f.))

$$f(p_{i1}, p_{i2}, p_{i3} | a_{i1}, a_{i2}, a_{i3}) = \frac{\Gamma(\sum_{j=1}^3 a_{ij})}{\prod_{j=1}^3 \Gamma(a_{ij})} \prod_{j=1}^3 p_{ij}^{a_{ij}-1} \quad \text{für } i=1, 2, 3$$

erhält man die marginale Dichtefunktion für ein bestimmtes p_{ij} :

$$f(p_{ij} | a_{i1}, a_{i2}, a_{i3}) = \frac{1}{B(a_{ij}, a_i - a_{ij})} p_{ij}^{a_{ij}-1} (1-p_{ij})^{a_i - a_{ij}-1} \quad \text{für } i=1, 2, 3$$

wobei $B(a_{ij}, a_i - a_{ij}) = \int_0^1 x^{a_{ij}-1} (1-x)^{a_i - a_{ij}-1} dx$ die Beta-

funktion mit den Parametern a_{ij} und $a_i - a_{ij}$ sowie

$a_i = \sum_{j=1}^3 a_{ij}$ $i=1, 2, 3$ darstellt.

Es ist dann:

$$\begin{aligned} E(p_{ij}) &= \frac{1}{B(a_{ij}, a_i - a_{ij})} \int_0^1 p_{ij} p_{ij}^{a_{ij}-1} (1-p_{ij})^{a_i - a_{ij}-1} d p_{ij} \\ &= \frac{\Gamma(a_{ij}) \Gamma(a_i - a_{ij})}{\Gamma(a_{ij} + a_i - a_{ij})} B(a_{ij} + 1, a_i - a_{ij}) = \\ &= \frac{\Gamma(a_{ij})}{\Gamma(a_{ij}) \Gamma(a_i - a_{ij})} \cdot \frac{\Gamma(a_{ij} + 1) \Gamma(a_i - a_{ij})}{\Gamma(a_{ij} + 1 + a_i - a_{ij})} = \\ &= \frac{(a_{ij} - 1)!}{(a_{ij} - 1)!} \cdot \frac{\Gamma(a_{ij} + 1)}{\Gamma(a_i + 1)} = \frac{(a_{ij} - 1)!}{(a_{ij} - 1)!} \frac{a_{ij}!}{a_i!} = \frac{a_{ij}}{a_i} = \frac{a_{ij}}{\sum_{j=1}^3 a_{ij}} \end{aligned}$$

in der Matrix $\underline{\Sigma}_0^{-1}$ werden die p_{ij} durch die A-priori-Erwartungswerte $\frac{a_{ij}}{\sum_{j=1}^3 a_{ij}}$ ersetzt. Mit Hilfe dieser Ersatzgrößen wird der

Modalwert in einer ersten Näherung berechnet. Mit den Ergebnissen der ersten Näherung geht man in die zweite "Runde" usw. bis sich das Ergebnis stabilisiert, d.h. bis die absoluten Abweichungen für jedes Element oder die Summe der absoluten Abweichungen aller Elemente zwischen zwei aufeinanderfolgende Näherungslösungen kleiner sind als eine vorgegebene Schranke $\xi \in (0,1)$.

Damit hat man einen Bayes'schen Schätzvektor erhalten, der bei hinreichend großem Stichprobenumfang und nicht verschwindender A-priori-Dichtefunktion dem Maximum-Likelihood-Schätzvektor gleich ist,¹⁾ allerdings völlig anders interpretiert werden muß.

2.2.3. Die Gewinnung der Makro-a-priori-Informationen

Wie bereits in Punkt 2.2.2. dieses Teils angedeutet, gibt es bei aggregierten Stichproben- und A-priori-Informationen direkt eigentlich keine Möglichkeit für eine Bayes'sche Schätzung. Vielmehr müssen aus den vorhandenen (aggregierten) A-priori-Informationen zunächst "Quasi-mikro-a-priori-Informationen" (vgl. die folgende Methode IV) gewonnen werden, die dann in die Schätzung eingebaut werden können. Liegen aggregierte Stichprobeninformationen und Mikro-a-priori-Informationen vor, so kann eine gemischte Schätzung (Meso-Schätzung) durchgeführt werden.

2.2.3.1. Die Methode IV

Wir gehen bei Methode IV von den aggregierten Daten der Frage 11 des KT für die Industrie aus. Wie wir bereits in Punkt 1.2.3.1.

1) D. V. Lindley (28, S. 130)

dieses Teils dargelegt haben, unterscheiden wir bei dieser Frage ebenfalls drei Zustände $i' = 1', 2', 3'$. Mit $a_{i'}(t)$ wollen wir die Anzahl der Firmen bzw. ihrer Punkte bezeichnen, die im Zeitpunkt t auf Frage 11 geantwortet haben: "Unsere Geschäftslage ... wird ... eher günstiger". Analog ist $a_{2'}(t)$ ("etwa gleichbleiben") und $a_{3'}(t)$ ("eher ungünstiger") zu interpretieren. Wir bilden nun die relativen Anteile

$$q_{i'}(t) = \frac{a_{i'}(t)}{\sum_{i'=1}^3 a_{i'}(t)} \quad \text{als Maximum-Likelihood-}$$

Schätzfunktionen für die wahren $p_{i'}(t)$. Mit Hilfe der $q_{i'}(t)$ und der in Punkt 2.2.1. dieses Teils behandelten Makro-Maximum-Likelihood-Methode schätzen wir die Übergangswahrscheinlichkeiten $\tilde{p}_{Mi',j'}(t)$ für $i', j' = 1', 2', 3'$, $t = 1, 2, \dots, T$.

Bezeichnet man mit $\underline{a}(t) = (a_{1'}(t), a_{2'}(t), a_{3'}(t))$, so erhält man aus

$$\underline{A}_{IV}(t) = \begin{pmatrix} a_{1'}(t) & 0 & 0 \\ 0 & a_{2'}(t) & 0 \\ 0 & 0 & a_{3'}(t) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tilde{p}_{M1',1'}(t) & \tilde{p}_{M1',2'}(t) & \tilde{p}_{M1',3'}(t) \\ \tilde{p}_{M2',1'}(t) & \tilde{p}_{M2',2'}(t) & \tilde{p}_{M2',3'}(t) \\ \tilde{p}_{M3',1'}(t) & \tilde{p}_{M3',2'}(t) & \tilde{p}_{M3',3'}(t) \end{pmatrix} \quad (\text{D 2.2.3.1.a})$$

die Matrix der "Quasi-mikro-a-priori-Informationen" für den Zeitpunkt t aus dem aggregierten Material. Diese A-priori-Informationen können dann in Verbindung mit dem aggregierten Material aus Frage 1 des KT für die Industrie (Geschäftslage-Beurteilung) im Rahmen der Bayes'schen Schätzmethode verwendet werden.

2.2.3.2. Die Meso-Bayes-Schätzung

Liegen die Stichprobeninformationen in aggregierter Form vor (z.B. die "Anteilszeile" für die Frage 1 des KT der Industrie), die A-priori-Informationen aber als Mikromaterial (z.B. aus Methode III), dann kann ebenfalls eine Makro-Bayes-Schätzung im Sinne des Punktes 2.2.2. dieses Teils durchgeführt werden. Um aber diese Makro-Bayes-Schätzung von der mit den Daten aus Methode IV (die ja eine reine Makro-Bayes-Schätzung ist) unterscheiden zu können, soll sie Meso-Bayes-Schätzung genannt werden.

E Prognose der Zustandswahrscheinlichkeiten und der KT-Salden

Aufgrund der Überlegungen, die wir in Teil C Punkt 3.5. und den Ausführungen über die Schätzung der Anfangsverteilungen und Übergangsmatrizen in Teil D gemacht haben, sind wir nun in der Lage, Zustandsvektoren bzw. deren Elemente, die Zustandswahrscheinlichkeiten, zu prognostizieren. Mit Hilfe dieser Wahrscheinlichkeiten sollen dann die KT-Salden prognostiziert werden.

1. Prognose der Zustandswahrscheinlichkeiten

Im Punkt 3.4. des Teils C wurde versucht, plausibel zu machen, warum die Theorie der Markoff-Ketten erster Ordnung für Prognosen im Zusammenhang mit dem Ifo-KT ein adäquates Instrumentarium liefert. Im Punkt 3.5. desselben Teils wurde dann gezeigt, wie man auf nichtstationäre Markoff-Ketten die Prognose-Methode der homogenen Markoff-Ketten (als Näherungslösung) anwenden kann. Der formalen Seite dieses Verfahrens wollen wir uns im folgenden Punkt zuwenden.

1.1. Prognose der Zustandsvektoren mit Hilfe des "modifizierten Markoff-Verfahrens"

Mit Hilfe der Beziehung

$$\underline{p}(t+m-1) = \underline{p}(t-1) \underline{P}^m \quad \begin{matrix} t=1,2,\dots \\ m=1,2,\dots \end{matrix}$$

kann man bei einer homogenen Markoff-Kette bei gegebener Anfangsverteilung $\underline{p}(t-1)$ und gegebener (konstanter) Übergangsmatrix $\underline{P}$ den Zustandsvektor $\underline{p}(t+m-1)$ nach m Übergängen berechnen. Für eine einzelne Zustandswahrscheinlichkeit verwendet man die Gleichung

$$p_j(t+m-1) = \sum_{i=1}^3 p_i(t-1) p_{ij}^{(m)} \quad \begin{matrix} j=1,2,3 \\ t=1,2,\dots \\ m=1,2,\dots \end{matrix}$$

Da wir im "modifizierten Markoff-Verfahren" die (nicht-stationären) Übergangswahrscheinlichkeiten (wenigstens kurzfristig) konstant halten wollen, kann für die Prognose der Zustandsvektoren bzw. ihrer Elemente von folgender Beziehung ausgegangen werden:

$$\underline{p}(t+m-1) = \underline{p}(t-1) [\underline{p}(t)]^m \quad \begin{matrix} t=1,2,\dots \\ m=2,3,\dots \end{matrix} \quad (\text{E } 1.1.a)$$

$$\text{bzw. } p_j(t+m-1) = \sum_{i=1}^3 p_i(t-1) p_{ij}^{(m)} \quad \begin{matrix} j=1,2,3 \\ t=1,2,\dots \\ m=2,3,\dots \end{matrix} \quad (\text{E } 1.1.b)$$

Bei der empirischen Überprüfung im Rahmen einer Ex-post-Prognose wurde stets mit geschätzten Zustands- und Übergangswahrscheinlichkeiten gearbeitet. Deshalb sollen (exemplarisch) die zwei analogen Prognosegleichungen zu (E 1.1.a-b) bei Verwendung von Makro-Maximum-Likelihood-Schätzwerten¹⁾ angegeben werden²⁾:

$$\underline{\check{p}}_M^*(t+m-1) = \underline{p}_M(t-1) [\underline{\check{p}}_M(t)]^m \quad \begin{matrix} t=1,2,\dots \\ m=2,3,\dots \end{matrix} \quad (\text{E } 1.1.c)$$

$$\check{p}_{Mj}^*(t+m-1) = \sum_{i=1}^3 p_{Mi}(t-1) \check{p}_{Mij}(t) \quad \begin{matrix} j=1,2,3 \\ t=1,2,\dots \\ m=2,3,\dots \end{matrix} \quad (\text{E } 1.1.d)$$

1) In den folgenden Gleichungen steht "M" für Maximum-Likelihood-Schätzung unter Beachtung der Restriktionen, "r" für Makro-Schätzung und "*" für Prognose aus den geschätzten Daten. Wird die Bayes'sche Methode verwandt, steht B statt M. Bei Verwendung von Mikrodaten entfällt jeweils "r". Da die Schätzung der Anfangsverteilungen aus den Makrodaten stets zu den gleichen Ergebnissen führt wie bei Verwendung von Mikrodaten, wurde bei den Anfangsverteilungen immer auf "r" verzichtet. Bei Prognosen mit Hilfe von Ergebnissen der Meso-Schätzungen steht "~" statt "r"; im übrigen ändert sich nichts.

2) Neben den Prognosemöglichkeiten nach (E 1.1.a-b) ist wegen der Kenntnis von $\underline{p}(t)$ bzw. im konkreten Fall von $\underline{p}_M(t)$ ein weiteres Prognoseverfahren denkbar, das sich allerdings durch eine Theorie der Markoff-Ketten nicht mehr "absichern" läßt, jedoch bei der empirischen Untersuchung recht brauchbare Ergebnisse geliefert hat. Im einzelnen wurde dabei mit folgender Gleichung gearbeitet (wenn wir wieder von Makro-Maximum-Likelihood-Schätzungen ausgehen), wobei $t = 1, 2, \dots$

$$\underline{p}(t+1)^+ = \underline{p}(t) \underline{p}(t) \quad \text{bzw.} \quad \check{p}_M^*(t+1)^+ = \underline{p}_M(t) \check{p}_M(t) \quad (\text{E } 1.1.e),$$

d.h. wegen der größeren Aktualität wird der ebenfalls bekannte Vektor $\underline{p}_M(t)$ statt des Vektors $\underline{p}_M(t-1)$ verwandt.

Wie in Teil F noch erläutert wird, ist im Rahmen dieser Untersuchung nur mit $m = 2, 3, 4$ gearbeitet worden. Das bedeutet, daß nur 1-, 2- und 3-Monatsprognosen erstellt wurden.

1.2. Das Problem der zeitlichen Zuordnung

Im vorangegangenen Punkt haben wir bereits die Möglichkeit der Verwendung zweier verschiedener Anfangsverteilungen erörtert. Dabei ging es im wesentlichen um eine Abwägung zwischen dem Anspruch der Theorie und den Erfordernissen der Praxis. Bei den Übergangsmatrizen, die aus dem Mikro-Material gewonnen werden, bereitet die zeitliche Zuordnung dann keine Probleme, solange nur ein Übergang für alle Firmen in die Schätzung eingeht. Sobald mehrere Übergänge für die Schätzung verwendet werden, erhebt sich die Frage, welchem Zeitpunkt soll die Schätzung zugeordnet werden. Nehmen wir an, es wurden drei Übergänge des Systems beobachtet, z.B. zwischen den Zeitpunkten Juli, August, September, Oktober 1966.

1. 2. 3. Übergang

Juli 1966	Aug. 1966	Sept. 1966	Okt. 1966	Nov. 1966	Dez. 1966	Jan. 1966	→ t
t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	

Man könnte nun die Schätzung der Übergangsmatrix den Monaten August, September, Oktober zuordnen, wenn sie mit Hilfe der Maximum-Likelihood-Methode erfolgte, da alle drei Monate bzw. die zwischen ihnen erfolgten Übergänge des Systems in die Schätzung eingegangen sind. Bei Verwendung der Mikro-Bayes-Methode wäre -wegen der A-priori-Informationen, die sich zum Teil auf die Entwicklung für die nächsten sechs Monate beziehen- sogar eine Zuordnung zu den folgenden Monaten November, Dezember, Januar usw. möglich.

Für die Schätzung der Übergangsmatrizen aus dem Makromaterial sind die Zuordnungsprobleme analog, da in die Schätzungen der jeweils neun Parameter die Daten von mindestens drei Monaten (= zwei Übergänge) eingehen müssen.

Da das Hauptanliegen dieser Untersuchung die Lösung eines praktischen Problems war, habe ich mich entschlossen, die Zuordnung pragmatisch vorzunehmen. Im Zusammenhang mit dem Anliegen Konjunkturprognose schien es mir sinnvoll -wegen der erwünschten Aktualität der Prognosen- die Übergangsmatrix immer dem Monat zuzuordnen, der als letzter in die Schätzung einging.

2. Prognostizierte Zustandswahrscheinlichkeiten und KT-Salden

Mit der Prognose der Zustandswahrscheinlichkeiten ist die vorletzte Stufe auf dem Weg zur Prognose der KT-Salden erreicht. Nachdem aus den monatlichen Meldungen die Stichproben- und A-priori-Informationen gewonnen wurden, konnten aufgrund verschiedener Schätzmethoden Anfangsverteilungen und Übergangsmatrizen bestimmt werden, mit deren Hilfe die Prognose der Zustandswahrscheinlichkeiten erfolgte. Aus ihnen sollen dann die KT-Salden abgeleitet werden, die der in Teil C genannten Konjunkturdiagnose und -prognose dienen. Damit schließt sich gewissermaßen der Kreis. Zunächst aber noch ein paar Worte zur Aussage der prognostizierten Zustandswahrscheinlichkeiten.

2.1. Aussage der prognostizierten Zustandswahrscheinlichkeiten

Im Fall einer homogenen Markoff-Kette mit $\underline{p}(t+m-1) = \underline{p}(t-1)\underline{P}^m$ ($t=1,2,\dots$; $m=1,2,\dots$) interpretiert man die Elemente $p_j(t+m-1)$ von $\underline{p}(t+m-1)$ als Wahrscheinlichkeit dafür, daß sich das System -wenn es im Zeitpunkt $t-1$

gestartet ist- nach m Übergängen (oder im Zeitpunkt $t+m-1$) im Zustand j befindet, wobei $j=1,2,\dots,r$ ($r \geq 2$). Wir hatten über das "modifizierte Markoff-Verfahren" unterstellt, in jedem Monat beginne eine neue homogene Markoff-Kette. Mit Hilfe der Gleichung (E 1.1.a) können dann aus geschätzter Anfangsverteilung und Übergangsmatrix in jedem Monat neu die Zustandsvektoren nach m Übergängen prognostiziert werden. Trotz der Vereinfachungen (z.B. bezüglich des Stichprobencharakters der Daten) sollen auch die Elemente der so gewonnenen Zustandsvektoren als Wahrscheinlichkeiten im vorher geäußerten Sinne interpretiert werden. Dasselbe wollen wir von den Ergebnissen annehmen, die wir mit Hilfe von Gleichung (E 1.1.e) erhalten.

2.2. Prognose der KT-Salden aus prognostizierten Zustandswahrscheinlichkeiten

Die Interpretation der Elemente von prognostizierten Zustandsvektoren als Wahrscheinlichkeiten erlaubt es uns, das System, dessen Zustandswahrscheinlichkeiten wir prognostizieren, als in einem bestimmten Zustand j befindlich oder nicht befindlich zu beschreiben. Wir gehen ferner davon aus, daß wir im Zeitpunkt $t+m-1$, für den wir den Zustandsvektor prognostiziert haben, eine Stichprobe vom Umfang $n(t+m-1)$ erheben werden. Dann können wir erwarten, daß sich -bei Zugrundelegung z.B. einer Makro-Maximum-Likelihood-Schätzung- $n(t+m-1) \hat{p}_{Mj}^*(t+m-1)$ Elemente (Firmen bzw. Punkte) im Zustand j befinden werden. Diese Überlegung läßt sich für jedes $j=1,2,3$ anstellen. Außerdem können wir $n(t+m-1) = n = \text{konst.}$ setzen.¹⁾ Somit erhalten wir als prognostizierte Anzahl (oder prognostizierten Anteil) von meldenden Firmen bzw. ihren Gesamtpunktzahlen für den jeweiligen Zustand j (wenn wir wiederum z.B. mit der Makro-Maximum-Likelihood-Schätzung arbeiten):

1) Wir können $n(t+m-1)$ als konstant annehmen, da die Anzahl der meldenden Firmen bzw. ihre Gesamtpunktzahl mit meist höchstens $\pm 5\%$ Abweichung um den Mittelwert von 100 bzw. 385 schwanken.

$$\tilde{x}_{Mj}^*(t+m-1) = n \tilde{p}_{Mj}^*(t+m-1) \text{ bzw. } \frac{\tilde{x}_{Mj}^*(t+m-1)}{n} \text{ für den Anteil}$$

mit $j=1,2,3$
 $t=1,2,\dots$
 $m=1,2,\dots$

Aus der Differenz $\frac{\tilde{x}_{M1}^*(t+m-1)}{n} - \frac{\tilde{x}_{M3}^*(t+m-1)}{n} \quad (\text{E 2.2.a})$

erhält man schließlich die gewünschte Prognose des KT-Saldos (hier auf der Grundlage der Makro-Maximum-Likelihood-Schätzung gewonnen).

Bevor wir uns den Ergebnissen der empirischen Untersuchung zuwenden, sollen noch zwei Bezeichnungen eingeführt werden.

Wenn die Differenz (E 2.2.a) als Prognose für den Saldo der Geschäftslage-Beurteilung (Frage 1 beim KT für die Industrie) verwandt wird, so soll dafür das Symbol G_s stehen. Handelt es sich hingegen um den Saldo der Geschäftslage-Erwartung (Frage 11 beim KT für die Industrie), dann wird dafür das Symbol E_s verwandt. Werden kumulierte Salden ermittelt, dann wird dies durch G^s bzw. E^s ausgedrückt.

Damit sollen die mehr theoretischen Überlegungen abgeschlossen werden. Wir kommen nun zum letzten Teil dieser Untersuchung, in dem die Ergebnisse der Überprüfung der besprochenen Methoden dargestellt werden.

F Die Ergebnisse der empirischen Untersuchung für den
Werkzeugmaschinenbau

1. Untersuchungsgesamtheit und Zeitraum der Untersuchung

Wie bereits in den Teilen C und D dieser Arbeit ausgeführt, mußte die Überprüfung des theoretischen Konzepts aus Gründen der Praktikabilität auf einen nicht zu großen Bereich beschränkt bleiben. Daß unter vielen möglichen Bereichen gerade der Werkzeugmaschinenbau (im folgenden WMB) ausgewählt wurde, hat seinen Grund in den ziemlich "konstanten Meldegepflogenheiten" dieses Bereichs und der noch -für eine Mikroauswertung- vertretbare Umfang der Meldungen (s. hierzu Tab. 1 (a-d)¹⁾,²⁾). Von den insgesamt 9 518 Firmenmeldungen mit einer Gesamtpunktzahl von 36 980 konnten immerhin 8 628 (bzw. 35 276 Punkte) festgestellt werden, die innerhalb des Untersuchungszeitraumes jeweils in zwei aufeinanderfolgenden Monaten gemeldet haben. Man kann diesen Umfang von monatlich (im Durchschnitt etwa 100 bzw. 90 Firmenmeldungen mit 385 bzw. 367 Punkten als durchaus repräsentativ für den gesamten Maschinenbau (mit etwa 800 meldenden Firmen pro Monat) ansehen (vgl. hierzu Fig. 1 und 2³⁾).

In Punkt 1.3.1. des Teils C wurde schon beispielhaft erklärt, daß im Bereich WMB zwei Erzeugnisse erfaßt werden, nämlich

-
- 1) Im folgenden ist z.B. mit Tab. 1 (a-d) immer die Tabelle 1 (a-d) im Anhang gemeint.
 - 2) Ich möchte an dieser Stelle den Mitarbeitern der Konjunkturtest-Abteilung des Ifo-Instituts danken, vor allem deren Abteilungsleiter, Herrn Dr. W. Strigel, für die freundliche Förderung meiner Untersuchung sowie Herrn Dr. Ch. C. Roberts, dem ich viele praktische Anregungen verdanke und Herrn Forkl, der mir das "Urmaterial" aus dem Archiv zusammengesucht hat. Natürlich gilt mein Dank auch dem Ifo-Institut, das mir Kopien der Aufbereitungsbögen zur Verfügung gestellt hat.
 - 3) Im folgenden ist z.B. mit Fig. 1 stets die Figur 1 im Anhang gemeint.

die Werkzeugmaschinen für spanabhebende Formung und jene für spanlose Formung. Das Ifo-Institut erhebt und wertet getrennt nach diesen beiden Erzeugnissen aus, so daß die Daten (einschließlich der sog. "Anteilszeile") auf gesonderten Aufbereitungsbögen vorliegen. Da beim KT für die gesamte Industrie die "Gesamt-Anteilszeile" bzw. der "Gesamt-KT-Saldo" der Geschäftslage als gewogenes arithmetisches Mittel aus den einzelnen Anteilen bzw. Salden gewonnen werden, kommt der Zusammenfassung der beiden Erzeugnisse des WMB -wie es in dieser Arbeit geschehen ist- gewissermaßen Modellcharakter zu. Die jeweiligen "+, =, -"-Anteile der Fragen 1 bzw. 11 des KT für die Industrie wie sie in Tab. 1 (a-b) aufgeführt sind, sind das Ergebnis einer (arith.) Mittelbildung zwischen den jeweiligen Anteilen des WMB spanabhebender und spanloser Formung, wobei mit den entsprechenden monatlichen Punktzahlen gewichtet wurde¹⁾.

Auch was die Länge des Untersuchungszeitraumes betrifft, so waren durch die Fülle des Materials Grenzen gesetzt. Darüber hinaus waren es vor allem zwei Aspekte, die für die Wahl des Zeitraums Juli 1966 bis Juni 1974 sprachen. Zum einen fielen in diesen Zeitraum zwei größere und zwei kleinere konjunkturelle Umschwünge²⁾, zum anderen war es die Aktualität der Daten. Diese Entscheidung für die aktuellen Daten machte sich quasi (nachträglich) bezahlt, als in den Untersuchungszeitraum der Beginn nicht nur einer Rezession vom Typ der Jahre 1966/67 fiel, sondern der Beginn eines Konjunkturrückganges, der -z.T. ausgelöst durch die "Ölkrise"- deutliche Anzeichen einer Strukturkrise aufweist.

1) Bei einer Gesamtpunktzahl von 36 980 entfielen 27 890 auf den WMB spanabhebender Formung und 9 090 auf den WMB spanloser Formung, d.h. die jeweiligen Anteile des WMB spanabhebender Formung wurden im Durchschnitt mit 290, die des WMB spanloser Formung im Durchschnitt mit 95 Punkten gewichtet.

2) Vgl. z.B. Ch. C. Roberts (35, S. 53)

Für diese acht Jahre wurden in jedem der 96 Monate im Rahmen dieser Ex-post-Analysen die Aufbereitungsbögen des gesamten WMB nach den in Teil D beschriebenen Methoden ausgewertet und zur Prognose der KT-Salden verwandt. Das Ergebnis dieser Prognosen wird (wegen des großen Umfanges nur) teilweise in den folgenden Punkten dargestellt.

2. Ex-post-Prognosen der KT-Salden der Geschäftslage:
Darstellung der Ergebnisse sowie deren Vergleich mit
den zugehörigen Referenzreihen

Aus den in Teil D und E beschriebenen Schätzverfahren bzw. Prognosegleichungen resultiert eine Vielzahl von möglichen Prognosen der KT-Salden der Geschäftslage-Beurteilung und/oder -Erwartung. Je nachdem, ob wir vom Mikro-, Makro- oder gleichzeitig von Mikro- und Makro-Material ausgehen und je nachdem, welche Schätzmethode (Maximum-Likelihood- oder Bayes'sche Methode) für die Schätzung der Übergangsmatrix verwandt wird, erhält man meist verschiedene Werte für den zu prognostizierenden KT-Saldo. Für den KT-Saldo der Geschäftslage-Beurteilung ergaben sich unter Berücksichtigung der Prognosegleichungen (E 1.1.a,b,e) z.B. für eine 1-Monatsprognose¹⁾ 16 (z.T. verschiedene) Prognosewerte für (maximal) 94 (und minimal 91) Monate²⁾. Für v-Monatsprognosen ($v > 1$) wurden je Monat acht (z.T. verschiedene) KT-Salden der Geschäftslage-Beurteilung und drei meist nicht identische KT-Salden der Geschäftslage-Erwartung berechnet. Die verschiedenen Prognosemöglichkeiten sollen nun in den folgenden Punkten dargestellt werden.

-
- 1) Unter einer v-Monats-Prognose ($v=1,2,3,\dots$) wird im folgenden die Prognose für den v-ten Monat nach dem letzten (in die Schätzung eingehenden) Berichtsmonat verstanden.
 - 2) Für den KT-Saldo der Geschäftslage-Erwartung waren es sechs verschiedene Prognosewerte, da für diese KT-Variable aufgrund des vorliegenden Datenmaterials für die Schätzung der Übergangsmatrix nur die Maximum-Likelihood-Methode (mikro und makro) in Frage kamen.

2.1. Verwendung des Mikromaterials für die Schätzungen

Die Gewinnung des Mikromaterials für die Maximum-Likelihood- und die Bayes'schen Schätzmethode wurde bereits in den Punkten 1.2.1.3. und 1.2.3. des Teils D ausführlich beschrieben¹⁾. Die auf diese Weise gewonnenen Daten (${}_1n_{ij}(t)$, ${}_3n_{ij}(t)$ bzw. $a_{ij}(t)$, $a_{ij}(t)$, $a_{ij}(t)$; $i,j=1,2,3$; $i'j'=1'2'3'$ und $t=1,2,\dots,T$) gingen in die Mikroschätzung der Übergangsmatrix ein. Diese geschätzten Matrizen wurden -ebenso wie die geschätzten Anfangsverteilungen (s. Punkt 1.1. des Teils D)- über die Gleichungen (E 1.1.a,b,e) zur Prognose der jeweiligen KT-Salden verwandt. Da es natürlich nicht möglich ist, jeden der (bis zu 16- bzw. 6-mal) prognostizierten KT-Salden für (minimal) 91 Monate einzeln zu erläutern, habe ich mit entschlossen, die Prognoseergebnisse aller Verfahren beispielhaft auf den letzten Monat des Prognosezeitraums (Juni 1974) anzuwenden und mit dem "wahren" KT-Saldo dieses Monats zu vergleichen, d.h. mit allen Verfahren soll der KT-Saldo des Juni 1974 prognostiziert werden. Zunächst sollen nun die Ergebnisse der Prognose dargestellt werden, die auf den Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen fußen.

2.1.1. Anwendung der Ergebnisse der Maximum-Likelihood-Schätzmethode für die Prognosen der KT-Salden der Geschäftslage-Beurteilung und Geschäftslage-Erwartung

Bei den Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen waren theoretisch viele Möglichkeiten gegeben, die Übergangsmatrix zu schätzen, je nachdem, wie viele Übergänge in die Schätzung eingehen sollten. Für die praktische Aufgabenstellung habe

¹⁾ Die Veröffentlichung des Urmaterials (die ca. 500 Aufbereitungsbögen des Ifo-Instituts) ist mir leider nicht möglich. Ich versichere jedoch an dieser Stelle, daß mir nur verschlüsseltes Material zur Verfügung gestellt wurde und mir der Schlüssel (für die Kenn-Nummern der Firmen) nicht bekannt ist.

ich mich auf die Einbeziehung von einem bzw. drei beobachteten Übergängen beschränkt (d.h. es wurden zwei bzw. vier aufeinanderfolgende Monatsmeldungen in die jeweilige Schätzung mit einbezogen). Für den gesamten Untersuchungszeitraum konnten deshalb 95 bzw. 93 Übergangsmatrizen geschätzt werden. Da das "modifizierte Markoff-Verfahren" angewandt wurde (s. Teil C Punkt 3.5.) und (s.o.) beispielhaft der Saldo für Juni 1974 prognostiziert werden soll, werden je nachdem, wie groß m in (E 1.1.a) gewählt wird, verschiedene Übergangsmatrizen benötigt. Da eine Prognose über drei Monate hinaus (aus den auf Kurzfristigkeit angelegten KT-Fragen) m.E. nicht sinnvoll ist und im allgemeinen auch zu keinen brauchbaren Ergebnissen führt, wurde in dieser Arbeit als Obergrenze $m=4$ gewählt. Bei einer Prognose mit Maximum-Likelihood-Schätzwerten, in die nur ein Übergang einging, können demnach die Übergangsmatrizen der Monate Mai, April, März verwandt werden. Bei Verwendung von Maximum-Likelihood-Schätzwerten, in die drei Übergänge eingingen, können für die Prognose ebenfalls die Übergangsmatrizen der Monate Mai, April, März zur Anwendung gelangen. Die Matrizen mit den in Frage kommenden Übergangswahrscheinlichkeiten ${}^G_{1P_{Mij}}(t)$, ${}^G_{3P_{Mij}}(t)$, ${}^E_{1P_{Mij}}(t)$ und ${}^E_{3P_{Mij}}(t)$ ¹⁾ für $t = 92, 93, 94$ (entspricht 0374, 0474, 0574) werden für die Geschäftslage-Beurteilung (im folgenden immer kurz GLB) und Geschäftslage-Erwartung (im folgenden immer kurz GLE) nachstehend angegeben.

1) Das hochgestellte "G" vor $\underline{P}$ bzw. p steht für Geschäftslage-Beurteilung (GLB). Steht "E" statt "G" an dieser Stelle, so bedeutet dies Geschäftslage-Erwartung (GLE).

t (Monat)	$G_{1-M}(t) = (G_{1P_{Mij}}(t))$	$G_{3-M}(t) = (G_{3P_{Mij}}(t))$
92 (0374)	$\begin{pmatrix} 0,50 & 0,50 & 0 \\ 0,04 & 0,92 & 0,04 \\ 0 & 0,06 & 0,94 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,44 & 0,54 & 0,02 \\ 0,04 & 0,92 & 0,04 \\ 0,00 & 0,20 & 0,80 \end{pmatrix}$
93 (0474)	$\begin{pmatrix} 0,64 & 0,14 & 0,22 \\ 0,02 & 0,96 & 0,02 \\ 0 & 0,12 & 0,88 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,27 & 0,66 & 0,07 \\ 0,02 & 0,96 & 0,02 \\ 0,00 & 0,14 & 0,86 \end{pmatrix}$
94 (0574)	$\begin{pmatrix} 0,89 & 0,11 & 0 \\ 0,02 & 0,94 & 0,04 \\ 0 & 0,41 & 0,59 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,79 & 0,14 & 0,07 \\ 0,03 & 0,94 & 0,03 \\ 0,00 & 0,20 & 0,80 \end{pmatrix}$
t (Monat)	$E_{1-M}(t) = (E_{1P_{Mij}}(t))$	$E_{3-M}(t) = (E_{3P_{Mij}}(t))$
92 (0374)	$\begin{pmatrix} 0,14 & 0,86 & 0 \\ 0 & 0,86 & 0,14 \\ 0 & 0,31 & 0,69 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,13 & 0,83 & 0,04 \\ 0,01 & 0,84 & 0,15 \\ 0,01 & 0,38 & 0,61 \end{pmatrix}$
93 (0474)	$\begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0,02 & 0,59 & 0,39 \\ 0,02 & 0,32 & 0,66 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,20 & 0,80 & 0,00 \\ 0,01 & 0,76 & 0,23 \\ 0,01 & 0,34 & 0,65 \end{pmatrix}$
94 (0574)	$\begin{pmatrix} 0,33 & 0,67 & 0 \\ 0,01 & 0,86 & 0,13 \\ 0 & 0,33 & 0,67 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,21 & 0,79 & 0,00 \\ 0,01 & 0,76 & 0,23 \\ 0,01 & 0,32 & 0,67 \end{pmatrix}$

Mit Hilfe dieser Matrizen und den Prognosegleichungen (E 1.1.a,e) erhält man die folgenden prognostizierten Zustandsvektoren der GLB:

$$\text{für } t=94 \quad G_{1\underline{P}_M}^*(t+1)^+ = G_{\underline{P}_M}(t) G_{1\underline{P}_M}(t) \quad (\text{F } 2.1.1.\text{aG})$$

$$G_{3\underline{P}_M}^*(t+1)^+ = G_{\underline{P}_M}(t) G_{3\underline{P}_M}(t) \quad (\text{F } 2.1.1.\text{bG})$$

$$G_{1\underline{P}_M}^*(t+1) = G_{\underline{P}_M}(t-1) [G_{1\underline{P}_M}(t)]^2 \quad (\text{F } 2.1.1.\text{cG})$$

$$G_{3\underline{P}_M}^*(t+1) = G_{\underline{P}_M}(t-1) [G_{3\underline{P}_M}(t)]^2 \quad (\text{F } 2.1.1.\text{dG})$$

$$\text{für } t=93 \quad G_{1\underline{P}_M}^*(t+2) = G_{\underline{P}_M}(t-1) [G_{1\underline{P}_M}(t)]^3 \quad (\text{F } 2.1.1.\text{eG})$$

$$G_{3\underline{P}_M}^*(t+2) = G_{\underline{P}_M}(t-1) [G_{3\underline{P}_M}(t)]^3 \quad (\text{F } 2.1.1.\text{fG})$$

$$\text{für } t=92 \quad G_{1\underline{P}_M}^*(t+3) = G_{\underline{P}_M}(t-1) [G_{1\underline{P}_M}(t)]^4 \quad (\text{F } 2.1.1.\text{gG})$$

$$G_{3\underline{P}_M}^*(t+3) = G_{\underline{P}_M}(t-1) [G_{3\underline{P}_M}(t)]^4 \quad (\text{F } 2.1.1.\text{hG})$$

Analog zu den Prognosegleichungen (F 2.1.1.aG-hG) lassen sich für die GLE die folgenden Gleichungen angeben:

$$\text{für } t=94 \quad E_{1\underline{P}_M}^*(t+1)^+ = E_{\underline{P}_M}(t) E_{1\underline{P}_M}(t) \quad (\text{F } 2.1.1.\text{aE})$$

$$E_{3\underline{P}_M}^*(t+1)^+ = E_{\underline{P}_M}(t) E_{3\underline{P}_M}(t) \quad (\text{F } 2.1.1.\text{bE})$$

$$E_{1\underline{P}_M}^*(t+1) = E_{\underline{P}_M}(t-1) [E_{1\underline{P}_M}(t)]^2 \quad (\text{F } 2.1.1.\text{cE})$$

$$E_{3\underline{P}_M}^*(t+1) = E_{\underline{P}_M}(t-1) [E_{3\underline{P}_M}(t)]^2 \quad (\text{F } 2.1.1.\text{dE})$$

$$\text{für } t=93 \quad E_{1\underline{P}_M}^*(t+2) = E_{\underline{P}_M}(t-1) [E_{1\underline{P}_M}(t)]^3 \quad (\text{F } 2.1.1.\text{eE})$$

$$E_{3\underline{P}_M}^*(t+2) = E_{\underline{P}_M}(t-1) [E_{3\underline{P}_M}(t)]^3 \quad (\text{F } 2.1.1.\text{fE})$$

$$\text{für } t=92 \quad E_{1\underline{P}_M}^*(t+3) = E_{\underline{P}_M}(t-1) [E_{1\underline{P}_M}(t)]^4 \quad (\text{F } 2.1.1.\text{gE})$$

$$E_{3\underline{P}_M}^*(t+3) = E_{\underline{P}_M}(t-1) [E_{3\underline{P}_M}(t)]^4 \quad (\text{F } 2.1.1.\text{hE})$$

Mit Hilfe der Vektoren $G_{PM}(t)$ und $G_{PM}(t-1)$ bzw. $E_{PM}(t)$ und $E_{PM}(t-1)$ für $t = 92, 93, 94$, die identisch sind mit den "Anteilszeilen" der GLB bzw. GLE und in Tab. 1d (für die Monate Februar, März, April und Mai) wiedergegeben sind, kommt man schließlich zu 1-, 2- und 3-Monatsprognosen der Zustandsvektoren der GLB bzw. GLE für den Monat Juni 1974. Die Ergebnisse, die in Tabelle 6^{*1} für die GLB und GLE zusammengefaßt sind, stellen Prognosen dar für die "wahren" Vektoren des Monats Juni 1974 (wenn wir die "Anteilszeilen" der GLB bzw. GLE als solche interpretieren). Die "wahren" Vektoren für GLB und GLE sind:

GLB: (0,03; 0,87; 0,10) und GLE: (0,01; 0,68; 0,31).

Tabelle 6^{*} Prognostizierte Zustandsvektoren der GLB und GLE für O674 nach den Prognosemethoden:

	i	(F 2.1.1. i G)	(F 2.1.1. i E)
1-Monats- prognose	a	(0,08; 0,81; 0,11)	(0,01; 0,67; 0,32)
	b	(0,08; 0,78; 0,14)	(0,02; 0,60; 0,38)
	c	(0,09; 0,80; 0,11)	(0,01; 0,66; 0,33)
	d	(0,08; 0,75; 0,17)	(0,01; 0,57; 0,42)
2-Monats- prognose	e	(0,04; 0,78; 0,18)	(0,02; 0,46; 0,52)
	f	(0,02; 0,82; 0,16)	(0,01; 0,60; 0,39)
3-Monats- prognose	g	(0,06; 0,70; 0,24)	(0,00; 0,69; 0,31)
	h	(0,05; 0,78; 0,17)	(0,01; 0,71; 0,28)

1) Mit "*" versehene Tabellen sind stets Tabellen im Textteil; die übrigen Tabellen sind im Anhang zu finden. Analoges gilt für Figuren.

Hieraus gewinnt man nun aufgrund der Überlegungen, wie sie im Teil E Punkt 2.2. angestellt wurden, die prognostizierten KT-Salden für GLB und GLE. Die wahren Salden betrugen im Juni 1974: $G_S(95) = -0,07$ und $E_S(95) = -0,30$. Aufgrund der Prognosegleichungen (F 2.1.1. aG - hG) bzw. (F 2.1.1.aE - hE) erhält man als 1-, 2- bzw. 3-Monatsprognose für den Saldo der GLB bzw. GLE unter Zugrundelegung der Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen¹⁾:

Tabelle 7*

1-Monatsprognosen des Saldos der (t=94)		2-Monatsprognosen des Saldos der (t=93)	
GLB	GLE	GLB	GLE
$G_{1M}^*(t+1) = -0,03$	$E_{1M}^*(t+1) = -0,31$	$G_{1M}^*(t+2) = -0,14$	$E_{1M}^*(t+2) = -0,50$
$G_{3M}^*(t+1) = -0,06$	$E_{3M}^*(t+1) = -0,36$	$G_{3M}^*(t+2) = -0,14$	$E_{3M}^*(t+2) = -0,38$
$G_{1M}^*(t+1) = -0,02$	$E_{1M}^*(t+1) = -0,32$		
$G_{3M}^*(t+1) = -0,09$	$E_{3M}^*(t+1) = -0,41$		

3-Monatsprognosen des Saldos der (t=92)	
GLB	GLE
$G_{1M}^*(t+3) = -0,18$	$E_{1M}^*(t+3) = -0,31$
$G_{3M}^*(t+3) = -0,12$	$E_{3M}^*(t+3) = -0,27$

Die in Tabelle 7* wiedergegebenen prognostizierten KT-Salden der GLB bzw. GLE sind der letzten Zeile der Tabellen: 2b²⁾(Spalten 3 & 4), 3b (Spalten 3 & 4), 4b (Spalten 3 & 4), 5b (Spalten 3 & 4) bzw. 8b²⁾(Spalten 3, 4, 6

1) Die Symbolik der geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten wurde auf die prognostizierten KT-Salden völlig analog übertragen.

2) Vgl. auch Fig. 3.

& 7) sowie 9b (Spalten 3 & 4) entnommen¹⁾. In diesen Tabellen sind die 1-, 2- und 3-Monatsprognosen der KT-Salden der GLB und die 1- und 2-Monatsprognosen der KT-Salden der GLE zusammengestellt, die auf den Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen beruhen. Die dort angegebenen KT-Salden sind aufgrund der Formeln (F 2.1.1. aG-hG) bzw. (F 2.1.1. aE-fE) berechnet, wobei t jeweils die entsprechenden Werte von 1 (= 0866) bzw. 3 (= 1066) bis 94 (= 0574) annahm²⁾.

Um nun die "Güte" einer Prognosenreihe im Vergleich zur Referenzreihe (sie ist in allen Tabellen von 2a - 9b jeweils in der zweiten Spalte angegeben) und im Vergleich mit anderen Prognosenreihen³⁾ beurteilen zu können, wurden vor allem zwei Maßzahlen berechnet: die Varianz der Abweichungen des prognostizierten Wertes vom "wahren" KT-Saldo der GLB bzw. GLE und das Verhältnis dieser Varianz zur Varianz der Referenzreihe. Diese und andere Maßzahlen sind in nachstehender Tabelle 8* zusammengefaßt. Da jedoch für die Konjunkturprognose des Ifo-Instituts (z.B. mit Hilfe des "Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft"), vor allem der Vorzeichenwechsel in den KT-Salden der GLB und GLE von Bedeutung ist (in den Reihen der kumulierten KT-Salden entstehen dann Extremalpunkte s. die Figuren 1 und 2), wurde mit Hilfe der Tabelle 9* erfaßt, ob eine Prognose den "Umschwungpunkt" mit einem Lead oder einem Lag angezeigt hat. Diese beiden Tabellen geben jedoch kein erschöpfendes Bild, da sie nur ein Globalmaß für die Güte der Punktprognosen und die Lead/Lag-Strukturen nur für die Extremalpunkte enthalten. Trotzdem spiegeln sie wesentliche Charakteristika der verschiedenen Prognosen wieder.

1) Die 3-Monatsprognosen der GLE sind nicht tabelliert, da die Ergebnisse i.a. nicht gut sind.

2) Gehen drei Übergänge in die Schätzung der Übergangsmatrix ein, so beginnt t mit 3 (= 1066).

3) Darunter fallen auch jene Prognosenreihen, die noch in den Punkten 2.1.2., 2.2.1., 2.2.2. und 2.3. dieses Teils gezeigt werden.

Tabelle 8*

Prognose- methode	Be- ginn der Pro- gnose	An- zahl der prog. Monate	$\text{Var}(G_s)$	$\text{Var}(G_{sM}^*)$	$\text{Var}(G_s - G_{sM}^*)$	$\text{Var}(G_s - G_{sM}^*)$	$\text{Var}(G_s - G_{sM}^*)^{1)}$
			bzw.	bzw.	bzw.	$\text{Var}(G_s)$	$\text{Var}(G_s)$
			$\text{Var}(E_s)$	$\text{Var}(E_{sM}^*)$	$\text{Var}(E_s - E_{sM}^*)$	$\text{Var}(E_s - E_{sM}^*)$	$\text{Var}(E_s - E_{sM}^*)$
			$\text{Var}(E_s)$	$\text{Var}(E_{sM}^*)$	$\text{Var}(E_s - E_{sM}^*)$	$\text{Var}(E_s)$	$\text{Var}(E_s)$
(F 2.1.1.aG)	O966	94	0,21482	0,22180	0,01269	0,05721	0,00059
(F 2.1.1.bG)	1166	92	0,21849	0,22210	0,00887	0,03994	0,00169
(F 2.1.1.cG)	O966	94	0,21482	0,22127	0,01356	0,06128	0,00080
(F 2.1.1.dG)	1166	92	0,21849	0,22422	0,01092	0,04870	0,00286
(F 2.1.1.eG)	1066	93	0,21678	0,23147	0,02579	0,11142	0,00663
(F 2.1.1.fG)	1266	91	0,22073	0,22950	0,01994	0,08688	0,00462
(F 2.1.1.gG)	1166	92	0,21849	0,24056	0,04540	0,18873	0,02438
(F 2.1.1.hG)	O167	90	0,22235	0,23430	0,03013	0,12856	0,02147
(F 2.1.1.aE)	O966	94	0,10871	0,11939	0,01781	0,16383	0,00228
(F 2.1.1.bE)	1166	92	0,11096	0,11293	0,01650	0,14870	0,00494
(F 2.1.1.cE)	O966	94	0,10871	0,12045	0,01826	0,16797	0,00205
(F 2.1.1.dE)	1166	92	0,11096	0,11450	0,02166	0,19521	0,00750
(F 2.1.1.eE)	1066	93	0,10988	0,13491	0,04324	0,39352	0,01706
(F 2.1.1.fE)	1266	91	0,11157	0,11817	0,03942	0,35332	0,02214

- 1) In der letzten Spalte der Tabelle sind die Quotienten der entsprechenden Varianzen für die kumulierten KT-Salden der GLB und GLE zum Vergleich eingetragen. Diese Varianzquotienten entsprechen formal dem Unbestimmtheitsmaß, sind jedoch anders zu interpretieren. Es fällt auf, daß die Varianzquotienten der kumulierten Reihen erheblich kleiner sind als die der nicht-kumulierten Reihen. Dies hat drei Gründe: (a) Die Reihen der kumulierten Werte verlaufen viel "glatter" als die Reihen der nicht-kumulierten Werte. (b) Beim Kumulieren gleichen sich oft positive und negative Abweichungen vom "wahren" KT-Saldo im Laufe der Zeit aus. (c) Die kumulierten Reihen sind trend-behaftet.

Im Rahmen dieser Untersuchung wurden die kumulierten Reihen noch mit einer theoretisch nicht zulässigen Methode ermittelt, die bei der GLB zu besseren Ergebnissen geführt hat wie die aufgrund der Prognosegleichungen (E 1.1.a,b,e). Es wurde dabei

mit dem Ansatz: $p^*(t+m-1)^+ = p(t) [p(t)]^m$ für $t=1,2,\dots$ und $m=2,3,\dots$ gearbeitet. Bei diesem Vorgehen wurde die Übergangsmatrix anstatt dem Zeitpunkt t dem Zeitpunkt $t-1$ zugeordnet und z.B. der Zustandsvektor für den Zeitpunkt $t+1$ durch $p(t) [p(t)]^2$ gewonnen. Wegen der theoretischen Probleme werden die Ergebnisse aus diesem Ansatz in dieser Arbeit nicht gebracht (mit Ausnahme der Figur 5 als Vergleich zu Figur 4).

Wie nicht anders zu erwarten, verschlechtern sich die Prognosewerte, je weiter zeitlich der zu prognostizierende KT-Saldo von dem Zeitpunkt entfernt ist, von dem aus prognostiziert wird. Da die Reihe der KT-Salden der GLE wesentlich "unruhiger" verläuft als die Reihe der KT-Salden der GLB, sind auch die Prognoseergebnisse für die KT-Salden der GLE (gemessen am Varianzquotienten) schlechter. In Phasen relativ konstanter KT-Salden (sowohl der GLB als auch der GLE) sind die Prognoseergebnisse, die aus den Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen resultieren, recht brauchbar. Wobei bei einer Betrachtung der Tabellen der GLB, die Prognosewerte aus den Methoden (F 2.1.1.bG, dG, fG, hG) den anderen i.allg. vorzuziehen sind, während man bei den KT-Salden der GLE dies nicht behaupten kann. Den Prognosereihen sowohl der GLB als auch der GLE ist gemeinsam, daß sie extreme Sprünge in den KT-Salden (z.B. von 0269 [t=31] auf 0369 [t=32] beim KT-Saldo der GLB [$G_s(31) = 0,59$; $G_s(32) = 0,80$]) nicht "mitmachen"; d.h. diese Sprünge werden nicht prognostiziert, wohl aber dann nachvollzogen.

Aus der nachfolgenden Tabelle 9* ist ersichtlich, daß die Prognosen, die auf den Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen beruhen, als Prognosen der "Umschwingpunkte" (bei der GLB: 0468 (Minimum), 0571 (Maximum), 0473 (Minimum) und 0773 (Maximum); bei der GLE: 0767 (Minimum)¹⁾, 0869 (Maximum), 0572 (Minimum) und 0473 (Maximum) nur bedingt geeignet sind²⁾, da sie den Umschwung meist mit einem Lag prognostizieren, der dem Prognosezeitraum entspricht und somit nicht "schaden". Dennoch liegt ein kleiner Nutzen darin, daß nach vollzogenem Umschwung das dem Trend entsprechende Vorzeichen fast ausnahmslos auch beibehalten wird.

1) Im Juli 1967 besitzt die Reihe der kumulierten Salden der GLE den niedrigsten Wert vor dem Aufstieg bis zum Maximum im August 1969, deswegen wurde der "Umschwung" dem Monat Juli 1967 zugeordnet.

2) Vgl. auch Fig. 4 und 6.

Insgesamt befriedigt die Güte der Prognosen, die auf den Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen beruhen, was die Prognose der Umschwünge betrifft, nicht. Gute Ergebnisse diesbezüglich kann man jedoch von den Prognosen erwarten, die auf den Bayes'schen Schätzungen beruhen. Ihnen wenden wir uns im kommenden Punkt zu.

Tabelle 9*1)

Prognose- methode	Treffgenauigkeit der Prognosen der Extrempunkte in den Reihen der kumulierten KT-Salden der							
	GLB				GLE			
	Min. O468	Max. O571	Min. O473	Max. O773	Min. O767	Max. O869	Min. O572	Max. O473
(F 2.1.1.aG/E) 2)	-1/+1 ³⁾	O	+1	+1	+1	+1	+1	+1
(F 2.1.1.bG/E)	+1	O	+1	+1	O	+1	+1	+1
(F 2.1.1.cG/E)	-1/+1	O	+1	O	+1	O	+1	+1
(F 2.1.1.dG/E)	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+2
(F 2.1.1.eG/E)	O/+2	+2	+2	+1	+1	+2	O/+2	+2
(F 2.1.1.fG/E)	+2	+2	+2	+2	+1	+1	+1	+3
(F 2.1.1.gG)	+1/+3	+3	+3	+2				
(F 2.1.1.hG)	O/+3	+2	+3	+3				

- 1) In Tab. 9* (und den später folgenden Tab. 13*, 17*, 21* & 25*) bedeuten:
"O", der Umschwungpunkt wurde mit der v-Monatsprognose (v=1,2,3) genau richtig prognostiziert;
"-1", der in Frage kommende Monat des Umschwungs wurde einen Monat zu früh (Lead),
"+1", er wurde einen Monat zu spät (Lag) prognostiziert.
Analoges gilt für "± 2" und "± 3".
- 2) (F 2.1.1.aG/E) bedeutet Prognosemethode (F 2.1.1.aG) bzw. (F 2.1.1.aE). Für (F 2.1.1.aG) sind die Ergebnisse im linken, für (F 2.1.1.aE) sind die Ergebnisse im rechten Tabellenteil angegeben. Für die anderen Prognosemethoden gilt dies analog.
- 3) Sind zwei Werte angegeben, so bedeutet dies, daß um den "Umschwungpunkt" herum mindestens zwei Vorzeichenwechsel in den Prognosewerten stattgefunden haben.

2.1.2. Anwendung der Ergebnisse der Bayes'schen Schätz- methode für die Prognosen der KT-Salden der Ge- schäftslage-Beurteilung

Waren bei den Prognosen, die auf den Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen beruhen, bereits (theoretisch) viele Möglichkeiten gegeben, so muß diese Anzahl noch multipliziert werden mit der Anzahl der verschiedenen Möglichkeiten, die unterschiedlichen A-priori-Informationen zu gewinnen, d.h. die Anzahl der Möglichkeiten wächst mit der Verwendung zusätzlicher Informationen im Rahmen der Bayes'schen Methoden. Wie aus Tabelle 9* hervorgeht, weisen die Prognosen, die auf Schätzungen mit Hilfe eines Übergangs beruhen, gegenüber denjenigen, die auf drei Übergängen fußen, bezüglich der "Umschwung-Prognose-Güte" eine leichte Überlegenheit auf. Dies ist auch nicht verwunderlich, da bei den 3-Monats-Schätzungen die "alten" Stichprobeninformationen genau das gleiche Gewicht haben wie die aktuellsten. Für Umschwungprognosen sind natürlich besonders die aktuellen Informationen von Interesse. Deswegen habe ich mich entschlossen, für die Bayes'schen Schätzungen nur mit den ${}_1n_{ij}(t)$ zu arbeiten -was die Stichprobeninformationen betrifft. Was die A-priori-Informationen angeht, so wurden sie mit Hilfe der Methoden I, II, III gewonnen, die in Teil D Punkt 1.2.3.1.-3. ausführlich beschrieben sind. Aufgrund dieser Konstellation wurden für jeden Monat ab August 1966 bis Juni 1974 drei verschiedene Übergangsmatrizen mit Hilfe der Mikro-Bayes-Methode geschätzt, insgesamt also 285. Diese lieferten mittels der Prognosegleichungen (E 1.1.a,e) -wegen des "modifizierten Markoff-Verfahrens"- für jeden Monat z.B. sechs (meist) verschiedene 1-Monatsprognosen des Saldos der GLB¹⁾. Wie

1) Prognosen, die auf Bayes'schen Schätzmethoden beruhen, waren nur für den KT-Saldo der GLB möglich. Um aufgrund der Bayes'schen Schätzmethoden auch Prognosen des KT-Saldos der GLE liefern zu können, bedurfte es A-priori-Informationen über die GLE, also gewissermaßen A-priori-Informationen über die A-priori-Informationen, d.h. man müßte wissen, welche Erwartungen die Unternehmer über ihre Geschäftslage-Erwartung haben.

im vorigen Punkt wurden die Prognosen mittels Gleichung (E 1.1.a) für $m = 2, 3, 4$ durchgeführt. Ebenfalls sollen auch diesmal wieder die Schätz- und Prognose-Ergebnisse anhand der Monate März - Juni 1974 gezeigt werden. Je nachdem, aus welcher der drei Methoden I, II, III die A-priori-Informationen stammen, erhält man die geschätzten Übergangsmatrizen $I_{-B}^P(t) = (I_{PBij}^P(t))$; $II_{-B}^P(t) = (II_{PBij}^P(t))$ und $III_{-B}^P(t) = (III_{PBij}^P(t))$, für $t = 92, 93, 94$ (entspricht O374, O474 und O574)¹⁾.

Folgende Übersicht gibt die neun Übergangsmatrizen wieder, deren Elemente aus dem Mikromaterial aufgrund der Gleichung (D 1.2.2.4.b) gewonnen wurden:

t (Monat)	$I_{-B}^P(t) = (I_{PBij}^P(t))$	$II_{-B}^P(t) = (II_{PBij}^P(t))$	$III_{-B}^P(t) = (III_{PBij}^P(t))$
92 (O374)	$\begin{pmatrix} 0,07 & 0,93 & 0 \\ 0,02 & 0,81 & 0,17 \\ 0 & 0,30 & 0,70 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,43 & 0,57 & 0 \\ 0,06 & 0,80 & 0,14 \\ 0 & 0,07 & 0,93 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,14 & 0,86 & 0 \\ 0,02 & 0,90 & 0,08 \\ 0 & 0,22 & 0,78 \end{pmatrix}$
93 (O474)	$\begin{pmatrix} 0,23 & 0,72 & 0,05 \\ 0,01 & 0,73 & 0,26 \\ 0,01 & 0,32 & 0,67 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,33 & 0,62 & 0,05 \\ 0,05 & 0,75 & 0,20 \\ 0,01 & 0,07 & 0,92 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,67 & 0,17 & 0,16 \\ 0,01 & 0,79 & 0,20 \\ 0,00 & 0,25 & 0,75 \end{pmatrix}$
94 (O574)	$\begin{pmatrix} 0,46 & 0,54 & 0 \\ 0,02 & 0,76 & 0,22 \\ 0,00 & 0,50 & 0,50 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,81 & 0,19 & 0 \\ 0,03 & 0,78 & 0,19 \\ 0 & 0,32 & 0,68 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,81 & 0,19 & 0 \\ 0,01 & 0,91 & 0,08 \\ 0 & 0,35 & 0,65 \end{pmatrix}$

- 1) Die tiefgestellten römischen Ziffern I, II oder III stehen für die Methode, nach der die A-priori-Informationen gewonnen wurde. Das tiefgestellte "B" steht für Bayes. Eigentlich müßte (wegen der Symbolkonsistenz) statt z.B. $III_{-B}^P(t)$ geschrieben werden $III_{1-B}^G(t)$. (Gilt für $I_{-B}^P(t)$ und $II_{-B}^P(t)$ analog). Da die Bayes'schen Schätzungen jedoch nur für die GLB durchgeführt werden, kann auf das "G", und da in dieser Untersuchung stets nur ein Übergang in die Schätzung einging, kann auch auf die tiefgestellte "1" verzichtet werden.

Aus diesen Matrizen, den jeweiligen Anfangsverteilungen (s. Tab. 1d) und den Prognosegleichungen (E 1.1.a,e) erhält man die folgenden prognostizierten Zustandsvektoren der GLB auf der Basis der Bayes'schen Schätzmethode:

$$\text{für } t = 94 \quad I_{\underline{P}}^*(t+1)^+ = \underline{p}_M(t) I_{\underline{P}}(t) \quad (\text{F 2.1.2.a I})$$

$$II_{\underline{P}}^*(t+1)^+ = \underline{p}_M(t) II_{\underline{P}}(t) \quad (\text{F 2.1.2.a II})$$

$$III_{\underline{P}}^*(t+1)^+ = \underline{p}_M(t) III_{\underline{P}}(t) \quad (\text{F 2.1.2.aIII})$$

$$I_{\underline{P}}^*(t+1) = \underline{p}_M(t-1) [I_{\underline{P}}(t)]^2 \quad (\text{F 2.1.2.b I})$$

$$II_{\underline{P}}^*(t+1) = \underline{p}_M(t-1) [II_{\underline{P}}(t)]^2 \quad (\text{F 2.1.2.b II})$$

$$III_{\underline{P}}^*(t+1) = \underline{p}_M(t-1) [III_{\underline{P}}(t)]^2 \quad (\text{F 2.1.2.bIII})$$

$$\text{für } t = 93 \quad I_{\underline{P}}^*(t+2) = \underline{p}_M(t-1) [I_{\underline{P}}(t)]^3 \quad (\text{F 2.1.2.c I})$$

$$II_{\underline{P}}^*(t+2) = \underline{p}_M(t-1) [II_{\underline{P}}(t)]^3 \quad (\text{F 2.1.2.c II})$$

$$III_{\underline{P}}^*(t+2) = \underline{p}_M(t-1) [III_{\underline{P}}(t)]^3 \quad (\text{F 2.1.2.cIII})$$

$$\text{für } t = 92 \quad I_{\underline{P}}^*(t+3) = \underline{p}_M(t-1) [I_{\underline{P}}(t)]^4 \quad (\text{F 2.1.2.d I})$$

$$II_{\underline{P}}^*(t+3) = \underline{p}_M(t-1) [II_{\underline{P}}(t)]^4 \quad (\text{F 2.1.2.d II})$$

$$III_{\underline{P}}^*(t+3) = \underline{p}_M(t-1) [III_{\underline{P}}(t)]^4 \quad (\text{F 2.1.2.dIII})$$

Die Ergebnisse dieser Prognosen sind in der folgenden Tabelle 10* zusammengestellt:

Tabelle 10*		Prognostizierte Zustandsvektoren der GLB für 0674 ¹⁾		
		(F 2.1.2.i I)	(F 2.1.2.i II)	(F 2.1.2.i III)
	i			
1-Monatsprogn.	a	(0,05;0,71;0,24)	(0,08;0,67;0,25)	(0,07;0,78;0,15)
	b	(0,04;0,68;0,28)	(0,08;0,61;0,31)	(0,06;0,76;0,18)
2-Monatsprogn.	c	(0,01;0,53;0,46)	(0,05;0,46;0,49)	(0,02;0,58;0,40)
3-Monatsprogn.	d	(0,02;0,64;0,34)	(0,06;0,49;0,45)	(0,02;0,74;0,24)

1) Zum Vergleich nochmals der "wahre" Zustandsvektor der GLB für 0674:
(0,03; 0,87; 0,10)

Aufgrund der Überlegungen, die im Teil E Punkt 2.2. über die Prognose der KT-Salden aus prognostizierten Zustandswahrscheinlichkeiten angestellt wurden, erhält man über die Prognosegleichungen (F 2.1.2.a I - d III) als 1-, 2- und 3-Monatsprognosen für den Saldo der GLB auf der Basis der Mikro-Bayes-Schätzungen, die in folgender Tabelle 11* zusammengefaßten Werte¹⁾:

Tabelle 11* 2)

1-Monatsprognosen des Saldos der GLB (t = 94)		2-Monats- prognosen des Saldos der GLB (t = 93)	3-Monats- prognosen des Saldos der GLB (t = 92)
$I_B^*(t+1)^+ = -0,19$	$I_B^*(t+1) = -0,24$	$I_B^*(t+2) = -0,45$	$I_B^*(t+3) = -0,32$
$II_B^*(t+1)^+ = -0,17$	$II_B^*(t+1) = -0,23$	$II_B^*(t+2) = -0,44$	$II_B^*(t+3) = -0,39$
$III_B^*(t+1)^+ = -0,08$	$III_B^*(t+1) = -0,12$	$III_B^*(t+2) = -0,38$	$III_B^*(t+3) = -0,22$

Die in Tabelle 11* wiedergegebenen prognostizierten KT-Salden der GLB sind der letzten Zeile der Tabellen: 2b (Spalten 5,6,7), 3b (Spalten 6,7), 4b (Spalten 5,6) und 5b (Spalten 5,6) entnommen³⁾. In diesen Tabellen sind die 1-, 2- und 3-Monatsprognosen der KT-Salden der GLB zusammengestellt, die auf der Mikro-Bayes-Schätzung beruhen. Die dort angegebenen KT-Salden sind aufgrund der Formeln (F 2.1.2.a I - a III) (F 2.1.2.b II, b III) (F 2.1.2.c II, c III) und (F 2.1.2.d II, d III) berechnet, wobei t jeweils die entsprechenden Werte von 1 (= 0866) bis 94 (= 0574) annahm.

-
- 1) Zum Vergleich nochmals der "wahre" Saldo: $G_s(95) = -0,03$
 - 2) Die Symbolik der nach der Bayes'schen Methode geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten wurde auf die prognostizierten KT-Salden völlig analog übertragen.
 - 3) Wegen der i. allg. schlechten Punktprognosen, die aus Ansätzen stammen, denen A-priori-Informationen aus Methode I zugrunde liegen, wurden nur die Ergebnisse aus Prognosegleichung (F 2.1.2.a I) tabelliert. Aus diesem Grunde wurde auch auf die Angabe der Varianzen und Varianzquotienten für diese Ergebnisse in Tabelle 12* verzichtet.

Wie im Falle der Prognosen, die auf den Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen beruhen, sollen auch für Prognosen, die auf Mikro-Bayes-Schätzungen fußen, Tabellen mit Maßzahlen (Varianzen und Varianzquotienten) und der Lead/Lag-Struktur der Prognosen der Extrempunkte der Reihe der kumulierten KT-Salden der GLB angegeben werden. Die entsprechenden Werte sind in den nachstehenden Tabellen 12* und 13* zusammengefaßt.

Tabelle 12*

Prognose- methode	Be- ginn der Pro- gnose	Anzahl der progn. Monate	$\text{Var}(G_s)$	$\text{Var}(s_B^*)$	$\text{Var}(G_s - s_B^*)$	$\text{Var}(G_s - s_B^*)$	$\text{Var}(G_s - s_B^*)$
						$\text{Var}(G_s)$	$\text{Var}(G_s)$
(F 2.1.2.a I)	0966	94	0,21482	0,10284	0,06175	0,28745	0,45517
(F 2.1.2.a II)	0966	94	0,21482	0,19101	0,02081	0,09688	0,13352
(F 2.1.2.aIII)	0966	94	0,21482	0,17769	0,01396	0,07499	0,02186
(F 2.1.2.b II)	0966	94	0,21482	0,19470	0,03780	0,17598	0,28739
(F 2.1.2.bIII)	0966	94	0,21482	0,15714	0,02343	0,10905	0,06562
(F 2.1.2.c II)	1066	93	0,21678	0,21581	0,04567	0,21069	0,35094
(F 2.1.2.cIII)	1066	93	0,21678	0,15702	0,03437	0,15853	0,08775
(F 2.1.2.d II)	1166	92	0,21849	0,23327	0,05365	0,24556	0,37351
(F 2.1.2.dIII)	1166	92	0,21849	0,15617	0,04260	0,19497	0,10648

Bereits ein kurzer Vergleich mit Tabelle 8* zeigt, daß, was die Güte der Punktprognosen betrifft (gemessen an der Varianz der Abweichungen und am Varianzquotienten) die Prognosen, die auf den Bayes'schen Schätzmethoden beruhen (mit Ausnahme von (F 2.1.2.a III)) wesentlich schlechter sind wie jene, die auf der Maximum-Likelihood-Methode beruhen. Dies gilt sowohl für die Reihe der nicht-kumulierten als auch der kumulierten KT-Salden der GLB. Dafür gibt es vor allem zwei Gründe: (a) wegen der Unterschätzung der

künftigen Entwicklung (sowohl positiver als auch negativer Veränderungen; s. S. 59) zu der die Unternehmer neigen, wirkt die Verwendung von A-priori-Informationen, die auf diesen Erwartungen beruhen, "dämpfend" auf "extrem" hohe positive wie negative Salden (vgl. z.B. die KT-Salden der GLB in den Tab. 2a, 2b, Spalten 6,7 für die Jahre 1969 und 1972). Dadurch weichen z.B. die kumulierten prognostizierten Salden erheblich von den "wahren" kumulierten Salden ab (s. die Figuren 6 und 7, sowie die Spalte der Varianzquotienten der kumulierten KT-Salden in Tabelle 12* im Vergleich zu Tabelle 8*). (b) Die "unruhige" Reihe der GLE (sowohl auf Mikro- als auch auf Makroebene) aus der bzw. auf deren Basis die A-priori-Informationen gewonnen werden, hat natürlich auch Auswirkungen auf die Bayes'schen Schätzungen der Übergangsmatrizen.

Geeignet sind die Prognosen, die auf der Bayes'schen Methode beruhen, jedoch zur Vorhersage der Umschwungpunkte, wie aus der folgenden Tabelle 13* hervorgeht:

Tabelle 13*

Prognose-Methode	Treffgenauigkeit der Prognosen der Extrempunkte in der Reihe der kumulierten KT-Salden der GLB			
	Min. 0468	Max. 0571	Min. 0473	Max. 0773
(F 2.1.2.a I)	-1	-4	-4	-2
(F 2.1.2.a II)	-1/+1	-3	-1	-1
(F 2.1.2.a III)	-1/+1	0	nicht angezeigt	
(F 2.1.2.b I)	-3	-6	-5	-3
(F 2.1.2.b II)	-1/+2	-2	-3	-1
(F 2.1.2.b III)	-1/+1	0	nicht angezeigt	
(F 2.1.2.c I)	-7	-7	-4	-1
(F 2.1.2.c II)	-1	-2	-3	0
(F 2.1.2.c III)	0	-1	-2/0	-2
(F 2.1.2.d I)	-6	-6	-3	0
(F 2.1.2.d II)	0	0	-2	+1
(F 2.1.2.d III)	0	0	-2	-1

Unter den aufgeführten Prognosemethoden schneiden die Methoden (F 2.1.2.d II) und (F 2.1.2.d III) bezüglich der Prognose der "Umbrüche" am besten ab. Die beiden "großen Umschwünge" (0468 und 0571) wurden genau drei Monate im voraus prognostiziert (deshalb der Wert 0 in der Tabelle). Das "kleine" Minimum (0473) wurde von beiden 3-Monatsprognosen zwei Monate zu früh angesetzt (deswegen -2), während das "kleine" Maximum im Juli 1973 von der Prognosemethode (F 2.1.2.d II) einen Monat zu spät (deswegen +1) und von der Prognosemethode (F 2.1.2.d III) einen Monat zu früh (deshalb -1) angezeigt wurde¹⁾. Diesen beiden Methoden ist gemeinsam, daß einige Monate vor dem angezeigten Umbruch (mehr oder weniger deutlich; s. die Punkte A, B, C, D in den Figuren 7 und 8) eine für die gerade herrschende Tendenzrichtung entgegengesetzte Bewegung für einen Monat (maximal zwei Monate) auftritt. Man könnte diese Bewegung als "Frühwarnung" ansehen, die einen baldigen Umbruch in der Reihe der kumulierten KT-Salden ankündigt.

Beim Vergleich der Prognosemethoden, die auf den A-priori-Informationen aus Methode II und III beruhen, wird man hinsichtlich der Umbruchprognose sich wohl eher für (F 2.1.2.d II) als 3-Monatsprognose entscheiden, da sie die Tendenzwenden markanter anzeigt. Berücksichtigt man daneben jedoch auch noch die Güte der Punktprognose, so wird man sich insgesamt wohl eher für die Prognosemethoden entscheiden, die auf den A-priori-Informationen der Methode III fußen. Die Prognosen, denen die A-priori-Informationen aus Methode I zugrunde liegen, schneiden sowohl hinsichtlich der Punktprognosegüte als auch bezüglich der Umbruchprognosegüte am schlechtesten ab. Man kann die Prognosereihe aus (F 2.1.2.d I) jedoch

1) Da die beiden "kleinen" Extrema sehr dicht beieinanderliegen, ist eine genaue Prognose natürlich schwer möglich. Die Methoden (F 2.1.2.a III) und (F 2.1.2.b III) (1-Monatsprognose) haben die "kleinen" Extrema nicht einmal angezeigt.

quasi als "Frühestwarnsystem" "nebenherlaufen" lassen, nur um einen Hinweis zu besitzen, daß sich frühestens in drei und spätestens in neun Monaten eine Tendenzwende einstellen wird.

2.2. Verwendung des Makromaterials für die Schätzung

Im Teil D (s. S. 62) wurde bereits darauf hingewiesen, daß wegen des nicht unerheblichen Aufwandes für die Auswertung des Mikromaterials versucht werden sollte, Schätzungen mit dem aggregierten Material durchzuführen. Die Prognosen, die auf diesen Makro-Maximum-Likelihood- bzw. Makro-Bayes-Methoden beruhen, werden in den folgenden Punkten 2.2.1. und 2.2.2. dargestellt¹⁾.

2.2.1. Anwendung der Ergebnisse der Maximum-Likelihood-Schätzmethode für die Prognose der KT-Salden der Geschäftslage-Beurteilung und Geschäftslage-Erwartung

Auch im Falle der Prognosen der KT-Salden der GLB und GLE, die auf den Makro-Maximum-Likelihood-Schätzungen beruhen, waren wieder sehr viele Möglichkeiten gegeben (genau 4465), die Schätzung der Übergangsmatrizen vorzunehmen, je nachdem, wie viele Monate (d.h. die relativen "Anteilszeilen" des jeweiligen Monats) in die Schätzung eingehen. Wegen des nicht zu vernachlässigenden Rechenzeitbedarfs, den Anforderungen, die die Theorie an die Existenz von Schätzwerten stellt und der gewünschten Aktualität der Schätzungen mußte ein Kompromiß gefunden werden. Aufgrund theoretischer Erfordernisse müssen die Beobachtungen von mindestens drei Monaten als Grundlage der Schätzung dienen. Da jedoch bei

1) Die Berechnungen, die mit dem Makromaterial (s. Tab. 1a-d) durchgeführt wurden, erfolgten aufgrund eines Programmes von T.C. Lee et al. (26, S. 199-241) am Leibniz-Rechenzentrum München und erforderten insgesamt (Makroschätzungen der GLB und GLE sowie Meso-Schätzungen der GLB) etwa 6 1/2 Std. Rechenzeit.

An dieser Stelle möchte ich Frau G. Brockard danken, die mir beim Ablochen des Materials und der Adaptation des Programms an die TR 440 behilflich war.

Verwendung von "nur" drei Monaten, neun Parameter mit neun Daten geschätzt würden, sollten es mehr als drei Monate sein. Als Obergrenze boten sich sechs Monate an, da der zeitliche Horizont, den der Ifo-KT bezüglich der Variablen "Geschäftslage" unterstellt, ein halbes Jahr beträgt. Auf eine weitere Schätzung z.B. unter Verwendung von mehr als sechs Monaten wurde verzichtet, weil bereits dieser relativ kleine Datensatz für die Schätzung der 91 Übergangsmatrizen der GLB (nur nach der Makro-Maximum-Likelihood-Methode) eine Rechenzeit von über 1 1/2 Std. erfordert.

Da die Schätzungen der Übergangswahrscheinlichkeiten (sowohl der GLB als auch der GLE) mit Hilfe der Makro-Maximum-Likelihood-Methode stets zu Ergebnissen führen, bei denen wenigstens ein zu schätzendes p_{ij} die Restriktion $0 \leq p_{ij} \leq 1$ verletzte, mußte das in Punkt 2.2.1.3. des Teils D angegebene Optimierungsverfahren angewandt werden. Dabei wurden bis zu neun Rekursionsläufe durchgeführt bzw. wurde abgebrochen, wenn die Summe der Abweichungsbeträge der einzelnen geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen zwei aufeinanderfolgenden Rekursionsläufen kleiner als 10^{-3} war¹⁾.

Wir wollen nun wie im Punkt 2.1.1. dieses Teils die Ergebnisse der Prognosen der KT-Salden der GLB bzw. GLE, deren Grundlage die Makro-Maximum-Likelihood-Schätzungen $G_{LM}^x(t) = (G_{Mij}^x(t))$ bzw. $E_{LM}^x(t) = (E_{Mij}^x(t))$ ²⁾ sind, beispielhaft für den Juni 1974 zeigen. Zunächst wieder die geschätzten Übergangsmatrizen:

1) Diese Schranke war m.E. ausreichend, da der aus den geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten zu prognostizierende KT-Saldo in den Referenzreihen (d.h. den Originaldaten des Ifo-Instituts) nur mit zwei Stellen (hinter dem Komma) angegeben wird.

2) Um anzudeuten, daß 6 Monate in die Schätzung eingehen, müßte z.B. $G_{LM}^x(t)$ statt $G_{LM}^x(t)$ stehen. Da in dieser Untersuchung bei den Makro-Schätzungen stets mit 6 Monaten gearbeitet wurde, konnte darauf verzichtet werden.

t (Monat)	$G_{\underline{P}-M}^x(t) = (G_{\underline{P}-Mij}^x(t))$	$E_{\underline{P}-M}^x(t) = (E_{\underline{P}-Mij}^x(t))$
92 (0374)	$\begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0,94 & 0,06 \\ 0,24 & 0 & 0,76 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0,83 & 0,17 \\ 0,03 & 0,19 & 0,78 \end{pmatrix}$
93 (0474)	$\begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0,93 & 0,07 \\ 0,28 & 0,06 & 0,66 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0,78 & 0,22 \\ 0,03 & 0,30 & 0,67 \end{pmatrix}$
94 (0574)	$\begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0,00 & 0,93 & 0,07 \\ 0,29 & 0,08 & 0,63 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0,65 & 0,35 \\ 0,03 & 0,52 & 0,45 \end{pmatrix}$

Wendet man die Prognosegleichungen (E 1.1.a,e) auf diese Matrizen und die zugehörigen Anfangsverteilungen an, so erhält man die prognostizierten Zustandsvektoren der GLB aus folgenden Gleichungen:

$$\text{für } t = 94 \quad G_{\underline{P}-M}^{x*}(t+1)^+ = G_{\underline{P}-M}(t) G_{\underline{P}-M}^x(t) \quad (\text{F 2.2.1.aG})$$

$$G_{\underline{P}-M}^{x*}(t+1) = G_{\underline{P}-M}(t-1) [G_{\underline{P}-M}^x(t)]^2 \quad (\text{F 2.2.1.bG})$$

$$\text{für } t = 93 \quad G_{\underline{P}-M}^{x*}(t+2) = G_{\underline{P}-M}(t-1) [G_{\underline{P}-M}^x(t)]^3 \quad (\text{F 2.2.1.cG})$$

$$\text{für } t = 92 \quad G_{\underline{P}-M}^{x*}(t+3) = G_{\underline{P}-M}(t-1) [G_{\underline{P}-M}^x(t)]^4 \quad (\text{F 2.2.1.dG})$$

Analog hierzu erhält man die prognostizierten Zustandsvektoren der GLE aus folgenden Gleichungen:

$$\text{für } t = 94 \quad E_{\underline{P}-M}^{x*}(t+1)^+ = E_{\underline{P}-M}(t) E_{\underline{P}-M}^x(t) \quad (\text{F 2.2.1.aE})$$

$$E_{\underline{P}-M}^{x*}(t+1) = E_{\underline{P}-M}(t-1) [E_{\underline{P}-M}^x(t)]^2 \quad (\text{F 2.2.1.bE})$$

$$\text{für } t = 93 \quad E_{\underline{P}-M}^{x*}(t+2) = E_{\underline{P}-M}(t-1) [E_{\underline{P}-M}^x(t)]^3 \quad (\text{F 2.2.1.cE})$$

$$\text{für } t = 92 \quad E_{\underline{P}-M}^{x*}(t+3) = E_{\underline{P}-M}(t-1) [E_{\underline{P}-M}^x(t)]^4 \quad (\text{F 2.2.1.dE})$$

Die numerischen Ergebnisse bei der Anwendung dieser Gleichungen für $t = 92, 93, 94$ sind in nachstehender Tabelle 14* zusammengefaßt:

Tabelle 14^{*}

Tabelle 14 [*]		Prognostizierte Zustandsvektoren der GLB und GLE für 0674 nach den Prognosemethoden:	
	i	(F 2.2.1. i G)	(F 2.2.1. i G)
1-Monatsprognose	a	(0,04; 0,82; 0,14)	(0,01; 0,61; 0,38)
	b	(0,05; 0,79; 0,16)	(0,01; 0,60; 0,39)
2-Monatsprognose	c	(0,05; 0,79; 0,16)	(0,01; 0,60; 0,39)
3-Monatsprognose	d	(0,04; 0,77; 0,19)	(0,01; 0,57; 0,42)

Der "wahre" KT-Saldo der GLB war im Juni 1974 $G_s(95) = -0,03$ und der der GLE $E_s(95) = -0,30$. Aufgrund der Überlegungen, die wir in Teil E Punkt 2.2. angestellt haben, versucht man, diese Salden aus den prognostizierten Zustandsvektoren der Tabelle 14^{*} zu prognostizieren. Man kommt dabei zu den in Tabelle 15^{*} zusammengestellten Resultaten.

Tabelle 15^{*} 1)

1-Monatsprognosen des Saldos der (t = 94)		2-Monatsprognose des Saldos der (t = 93)		3-Monatsprognose ²⁾ des Saldos der (t = 92)	
GLB	$G_{S_M}^*(t+1)^+ = -0,10$	GLB	$G_{S_M}^*(t+2) = -0,11$	GLB	$G_{S_M}^*(t+3) = -0,15$
	$G_{S_M}^*(t+1) = -0,11$				
GLE	$E_{S_M}^*(t+1)^+ = -0,37$	GLE	$E_{S_M}^*(t+2) = -0,38$	GLE	$E_{S_M}^*(t+3) = -0,41$
	$E_{S_M}^*(t+1) = -0,38$				

Die Werte der Tabelle 15^{*} sind (mit Ausnahme der 3-Monatsprognosen) der letzten Zeile der Tabellen 3a,b (Spalte 5),

- 1) Die Symbolik der geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten wurde auf die prognostizierten KT-Salden völlig analog übertragen.
- 2) Wie es sich schon bei den Prognosen auf der Basis der Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen gezeigt hat, verlieren auch hier die Prognosen mit zunehmendem m an Güte. Bei den Prognosen, die auf Makro-Maximum-Likelihood-Schätzungen beruhen, trifft dies sowohl für GLB als auch für GLE in verstärktem Maße zu, weswegen im folgenden die Ergebnisse nur noch für $m \leq 3$ dargestellt werden.

6a,b (Spalte 3), 7a,b (Spalte 3), 8a,b (Spalte 5) sowie 9a,b (Spalte 5 und 6) entnommen. In diesen Tabellen befinden sich auch die Werte für die restlichen Monate, die ebenfalls mit Hilfe der Gleichungen (F 2.2.1.aG - cG) und (F 2.2.1.aE-cE) gewonnen wurden für t=5 (1266) bis t=94 (0574).

Wie schon bei den vorangegangenen Prognoseverfahren, soll auch im Fall der Prognosen, welche die Makro-Maximum-Likelihood-Schätzungen zur Grundlage haben, die Güte der Prognosen anhand der Varianz der Abweichungen bzw. des Varianzquotienten und mit Hilfe der Lead/Lag-Struktur an den Extrema beurteilt werden. Die entsprechenden Werte sind in den folgenden Tabellen 16* und 17* wiedergegeben.

Tabelle 16*

Prognose- methode	Be- ginn der Pro- gnose	An- zahl der prog. Monate	$\text{Var}(G_s)$	$\text{Var}(G_M^{G_s^*})$	$\text{Var}(G_s - G_M^{G_s^*})$	$\text{Var}(G_s - G_M^{G_s^*})$	$\text{Var}(G_s - G_M^{G_s^*})$
			bzw.	bzw.	bzw.	$\text{Var}(G_s)$ bzw.	$\text{Var}(G_s)$ bzw.
			$\text{Var}(E_s)$	$\text{Var}(E_M^{E_s^*})$	$\text{Var}(E_s - E_M^{E_s^*})$	$\text{Var}(E_s - E_M^{E_s^*})$	$\text{Var}(E_s - E_M^{E_s^*})$
			$\text{Var}(E_s)$	$\text{Var}(E_s)$	$\text{Var}(E_s)$	$\text{Var}(E_s)$	$\text{Var}(E_s)$
(F 2.2.1.aG)	0167	90	0,22235	0,21453	0,01462	0,06575	0,00350
(F 2.2.1.bG)	0167	90	0,22235	0,21078	0,01604	0,07214	0,01282
(F 2.2.1.cG)	0267	89	0,22339	0,21308	0,02804	0,12552	0,02794
(F 2.2.1.aE)	0167	90	0,11253	0,11196	0,02349	0,20874	0,01083
(F 2.2.1.bE)	0167	90	0,11253	0,10601	0,02224	0,19764	0,01406
(F 2.2.1.cE)	0267	89	0,11258	0,10916	0,03856	0,34251	0,02968

Tabelle 17*

Prognose- methode	Treffgenauigkeit der Prognosen der Extrempunkte in den Reihen der kumulierten KT-Salden der							
	GLB				GLE			
	Min. 0468	Max. 0571	Min. 0473	Max. 0773	Min. 0767	Max. 0869	Min. 0572	Max. 0473
(F 2.2.1.aG)	+2	+2	+2	+3				
(F 2.2.1.bG)	+2	+2	+2	+2				
(F 2.2.1.cG)	+2	+3	+2	+4				
(F 2.2.1.aE)					+2	+1	+1	+2
(F 2.2.1.bE)					+2	+2	+1	+2
(F 2.2.1.cE)					+3	+3	+1	+3

Sowohl was die Varianz der Abweichungen als auch was den Varianzquotienten (der nichtkumulierten sowie der kumulierten) KT-Salden der GLB und GLE anbetrifft, schneiden die Prognosen, die auf den Makro-Maximum-Likelihood-Schätzungen beruhen, schlechter ab, als jene, die auf den Mikrowerten fußen. Dies läßt sich leicht durch die Werte der Tabelle 17* erklären, die für sämtliche Prognosemethoden einen Lag ausweisen, der fast immer größer ist als der Prognosehorizont, d.h. wenn die "wahren" KT-Salden bereits den "Umschwung" ausweisen, wird aus Werten, die aus der Makro-Maximum-Likelihood-Schätzung stammen, erst ein "Umschwung" prognostiziert. Diese Lag-Eigenschaft, die übrigens nicht nur für die "Umschwungpunkte" gilt, dort sich aber besonders auffallend manifestiert, ist zum Teil die Folge der Einbeziehung bis zu einem halben Jahr alter Daten. Zum anderen muß nochmals auf die Gleichheit der Schätzergebnisse nach der verallgemeinerten Methode der kleinsten Quadrate (bei linearem Ansatz) und der Makro-Maximum-Likelihood-Schätzung hingewiesen werden (s.S. 64, Fußnote 2; S. 72 Gleichung (D 2.2.1.3.a)), d.h. die Prognosen nach in diesem Punkt besprochenen Methoden weisen alle Vor- und Nachteile linearer Ansätze auf. Sie liefern demnach in Zeiten (ziemlich) konstanter Meldungen gute Punktschätzungen, sind aber für Prognosen von Änderungen in der Tendenz sowie für große Veränderungen im Niveau der KT-Salden (bei gleichbleibender Tendenz) ungeeignet.

2.2.2. Anwendung der Ergebnisse der Bayes'schen Schätzmethode für die Prognosen der KT-Salden der Geschäftslage-Beurteilung

Die ungenügenden Prognoseeigenschaften der Makro-Maximum-Likelihood-Schätzungen und die Überlegenheit der Mikro-Bayes-Schätzung gegenüber den Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen hinsichtlich der Prognose der Tendenzwenden

legen es nahe, zu versuchen, ob auch durch Makro-Bayes-Schätzungen in dieser Beziehung eine Verbesserung erreicht werden kann. Da jedoch der Makro-Bayes-Methode für die Gewinnung der A-priori-Informationen eine Makro-Maximum-Likelihood-Schätzung der Übergangsmatrix der GLE vorangehen muß (s. Punkt 2.2.3.1. des Teils D), darf man (a priori) erwarten, daß die Verbesserung nicht so deutlich ausfallen wird wie bei der Verwendung der Mikro-Bayes-Schätzungen (s. Tabelle 21*).

Für die Makro-Bayes-Schätzungen wurden als Stichprobeninformationen wie im Fall der Makro-Maximum-Likelihood-Schätzung ebenfalls wieder die "Anteilszeilen" der GLB von sechs Monaten einbezogen (die Gründe hierfür wurden bereits im vorangegangenen Punkt 2.2.1. dieses Teils erläutert). Aus den "Anteilszeilen" der GLE der gleichen sechs Monate wurden mit Hilfe der Methode IV (s. S. 82-83) die A-priori-Informationen gewonnen, die in die Makro-Bayes-Schätzung eingehen sollen. Wie schon in den vorangegangenen Punkten dieses Teils soll die Vorgehensweise wieder am Ergebnis für die Prognosen des Juni 1974 beispielhaft erläutert werden.

Zunächst seien wieder die geschätzten Übergangsmatrizen $\hat{P}_{-B}(t) = (\hat{p}_{Bij}(t))$ ¹⁾ für $t = 92, 93, 94$ sowie die dazugehörenden Matrizen der A-priori-Informationen $A_{IV}(t)$ angegeben (zum Vergleich werden die entsprechenden Matrizen der Mikro-a-priori-Informationen aus Methode III ($A_{III}(t)$) angeführt).

1) Eigentlich müßte statt $\hat{P}_{-B}(t)$ geschrieben werden $\hat{G}_{IV6-B}^Y(t)$, um zu zeigen, daß es sich um eine Bayes'sche Schätzung ("B") der GLB ("G") aus dem Makromaterial ("Y") handelt, wobei sechs "Anteilszeilen" als Stichprobeninformation ("6") in die Schätzung eingingen und die A-priori-Informationen aus Methode IV ("IV") gewonnen wurden. Da die Bayes'sche Schätzung jedoch nur für die GLB möglich ist und nur auf eine Art eine Makro-Bayes-Schätzung durchgeführt wurde, konnte aus Gründen der Vereinfachung auf das hochgestellte "G" und die tiefgestellten "IV" und "6" verzichtet werden.

t (Monat)	$\underline{p}_B(t) = (\underline{p}_{Bij}(t))$	$\underline{A}_{IV}(t)$	$\underline{A}_{III}(t)$
92 (0374)	$\begin{pmatrix} 0,33 & 0,67 & 0 \\ 0,00 & 0,89 & 0,11 \\ 0,12 & 0,21 & 0,67 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 1 & 3 & 1 \\ 1 & 212 & 43 \\ 3 & 24 & 99 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 1 & 6 & 1 \\ 1 & 202 & 32 \\ 1 & 42 & 93 \end{pmatrix}$
93 (0474)	$\begin{pmatrix} 0,29 & 0,71 & 0 \\ 0,03 & 0,85 & 0,12 \\ 0,06 & 0,34 & 0,60 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 1 & 4 & 1 \\ 1 & 165 & 46 \\ 5 & 55 & 123 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 4 & 156 & 103 \\ 2 & 39 & 79 \end{pmatrix}$
94 (0574)	$\begin{pmatrix} 0,26 & 0,74 & 0 \\ 0,03 & 0,78 & 0,19 \\ 0,05 & 0,60 & 0,35 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 1 & 7 & 1 \\ 1 & 156 & 84 \\ 4 & 72 & 62 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 2 & 4 & 1 \\ 2 & 181 & 27 \\ 1 & 59 & 119 \end{pmatrix}$

Die mit diesen Matrizen und den dazugehörenden Anfangsverteilungen (s. Tab. 1d) durchgeführten Prognosen der Zustandsvektoren der GLB erfolgten aufgrund nachstehender Prognosegleichungen:

$$\text{für } t = 94 \quad \underline{p}_B^*(t+1)^+ = \underline{p}_M(t) \underline{p}_B(t) \quad (\text{F 2.2.2.a})$$

$$\underline{p}_B^*(t+1) = \underline{p}_M(t-1) [\underline{p}_B(t)]^2 \quad (\text{F 2.2.2.b})$$

$$\text{für } t = 93 \quad \underline{p}_B^*(t+2) = \underline{p}_M(t-1) [\underline{p}_B(t)]^3 \quad (\text{F 2.2.2.c})$$

$$\text{für } t = 92 \quad \underline{p}_B^*(t+3) = \underline{p}_M(t-1) [\underline{p}_B(t)]^4 \quad (\text{F 2.2.2.d})$$

Die Ergebnisse dieser Prognosen sind in der folgenden
Tabelle 18* zusammengestellt:

Tabelle 18*		Prognostizierte Zustandsvektoren der GLB für 0674		
	i	(F 2.2.2.1)		
1-Monatsprognose	a	(0,05; 0,75; 0,20)	Zum Vergleich der "wahren" Zustandsvektor der GLB im Juni 74 (0,03; 0,87; 0,10)	
	b	(0,05; 0,74; 0,21)		
2-Monatsprognose	c	(0,05; 0,74; 0,21)		
3-Monatsprognose	d	(0,04; 0,72; 0,24)		

Auch die Prognosen der KT-Salden der GLB, die die Makro-Bayes-Schätzungen als Basis haben, sollen für den Monat Juni 1974 wieder gesondert in der Tabelle 19* erfaßt werden.

Tabelle 19^{*1)}

1-Monatsprognosen des Saldos der GLB (t = 94)	2-Monatsprognose des Saldos der GLB (t = 93)	3-Monatsprognose des Saldos der GLB (t = 92)
$\bar{z}_B^*(t+1)^+ = - 0,15$	$\bar{z}_B^*(t+2) = - 0,16$	$\bar{z}_B^*(t+3) = - 0,20$
$\bar{z}_B^*(t+1) = - 0,16$		

Die in Tabelle 19^{*} wiedergegebenen prognostizierten KT-Salden der GLB sind der letzten Zeile der Tabellen: 6b (Spalten 5 und 7) und 7b (Spalten 5 und 7) entnommen²⁾. Die Tabellen 6a, b und 7a, b enthalten in den jeweiligen Spalten die Ergebnisse der KT-Salden-Prognose (der GLB) nach den Methoden (F 2.2.2.a-d) für t=5 (1266) bis t=94 (0574)³⁾.

Auch diese Resultate sollen über die Angabe der Varianzen und Varianzquotienten als Globalmaße sowie der Lead/Lag-Struktur der Extrempunkte wieder in etwa vergleichbar gemacht werden (s. die Tabellen 20^{*} und 21^{*}).

Tabelle 20^{*}

Prognose- methode	Be- ginn der Pro- gnose	Anzahl der progn. Monate	$\text{Var}(\bar{G}_S)$	$\text{Var}(\bar{z}_B^*)$	$\text{Var}(\bar{G}_S - \bar{z}_B^*)$	$\text{Var}(\bar{G}_S - \bar{z}_B^*)$	$\text{Var}(\bar{G}_S - \bar{z}_B^*)$
						$\text{Var}(\bar{G}_S)$	$\text{Var}(\bar{G}_S)$
(F 2.2.2.a)	0167	90	0,22235	0,18508	0,01257	0,05627	0,01528
(F 2.2.2.b)	0167	90	0,22235	0,17505	0,01699	0,07604	0,02526
(F 2.2.2.c)	0267	89	0,22339	0,16909	0,02509	0,11232	0,04267
(F 2.2.2.d)	0367	88	0,22507	0,16683	0,03286	0,14599	0,06087

- 1) Die Symbolik der nach der Makro-Bayes-Methode geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten wurde auf die prognostizierten KT-Salden völlig analog übertragen.
- 2) Obwohl die 3-Monatsprognosen auf der Grundlage der Makro-Bayes-Schätzungen als nicht befriedigend bezeichnet werden können, wurden sie tabelliert, damit ein Vergleich mit den 3-Monatsprognosen auf der Basis der Mikro-Bayes-Schätzungen (nach Prognosemethode (F 2.1.2.d III)) hinsichtlich der Lead/Lag-Strukturen möglich ist.
- 3) Die dazu benötigten 90 Übergangsmatrizen wurden mit Hilfe des gleichen Programms (wie es in Punkt 2.2.1. dieses Teils bereits zitiert wurde, von T.C.Lee et al. (26, S.199-241) am Leibniz-Rechenzentrum München gerechnet (Rechenzeit etwa 2 1/2 Std.). Bei den Makro-Bayes-Schätzungen lagen die Lösungen von Gleichung (D 2.2.2.2.d, S.79) meist nicht im zulässigen Lösungsraum, so daß wiederum mit Hilfe der quadratischen Programmierung eine zulässige Lösung gefunden werden mußte. Die Zahl der Rekursionsläufe betrug wiederum bis zu neun, die untere Fehlerschranke 10^{-3} .

Tabelle 21^{*}

Prognose- methode	Treffgenauigkeit der Prognosen der Extrempunkte in den Reihen der kumulierten KT-Salden der GLB			
	Min. O468	Max. O571	Min. O473	Max. O773
(F 2.2.2.a)	+ 1	0	+ 2	+ 1
(F 2.2.2.b)	+ 1	+ 1	+ 2	0/+2
(F 2.2.2.c)	+ 2	+ 2	+ 1	- 1
(F 2.2.2.d)	+ 3	+ 2	0/+2	0

Beim Vergleich der Tabellen 21^{*} und 9^{*} fällt auf, daß die Lead/Lag-Strukturen der Prognosen, die auf den Makro-Bayes-Schätzungen beruhen, denen, die auf den Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen (sowohl diejenigen auf der Basis von einem Übergang als auch diejenigen auf der Grundlage von drei Übergängen) fußen, sehr ähnlich sind. Wie erwartet, sind -wie ein Vergleich der Tabellen 21^{*} und 13^{*} zeigt- die Extrempunktprognosen aufgrund der Makro-Bayes-Schätzungen bezüglich des Leads schlechter, als jene, die aus den Mikro-Bayes-Schätzungen resultieren. Ziehen wir noch Tabelle 17^{*} zum Vergleich heran, so kann man sagen, daß die Extrempunktprognosen mit Hilfe der Makro-Bayes-Schätzungen eine Mittelstellung einnehmen. Sie sind nicht so schlecht wie die Prognosen auf der Basis der Makro-Maximum-Likelihood-Schätzungen und nicht so gut wie die auf der Grundlage der Mikro-Bayes-Schätzungen.

Dafür sind diese, was die Güte der Punktprognosen betrifft (gemessen an der Varianz der Abweichungen und am Varianzquotienten) schlechter als diejenigen, die sich aus den Ergebnissen der Makro-Bayes-Schätzungen berechnen lassen. Vergleicht man die nicht-kumulierten prognostizierten KT-Salden der GLB, die aus den Methoden (F 2.2.1.aG-cG) und (F 2.2.2.a-c) resultieren (s.Tab.16^{*} und 20^{*}), so kann man bezüglich der Varianzmaße eine leichte Überlegenheit der Methoden (F 2.2.2.a-c) feststellen. Betrachtet man hingegen die kumulierten prognosti-

zierten KT-Salden der GLB, so sind Prognosen, die aus den Resultaten der Makro-Maximum-Likelihood-Schätzung stammen, denen aus den Methoden (F 2.2.2.a-c) eindeutig überlegen. Die wesentlichen Gründe hierfür wurden bereits bei der Erörterung der Ergebnisse auf der Basis der Mikro-Bayes-Schätzungen genannt.

2.3. Verwendung von Mikro- und Makromaterial für Bayes'sche Schätzungen und daraus resultierende Prognosen der KT-Salden der Geschäftslage-Beurteilung

Da für die Berechnungen mit Hilfe der Bayes'schen Schätzmethode stets Mikro-a-priori-Informationen¹⁾ benötigt werden, und diese im Rahmen der vorangegangenen Untersuchungen auch erfaßt worden sind, lag es nahe, zu untersuchen, wie sich die Verwendung echter Mikro-a-priori-Informationen im Rahmen der Makro-Bayes-Schätzung auswirken würden, zumal der Prognosecharakter der Prognosen, wie sie im vorigen Punkt 2.2.2. besprochen wurden, nicht sehr ausgeprägt war, im Gegensatz zu den Prognosen auf der Basis der Mikro-Bayes-Schätzungen. Es standen dabei die Mikro-a-priori-Informationen aus den Methoden I, II und III zur Verfügung. Wegen der Ausführungen am Ende des Punktes 2.1.2. dieses Teils und wegen der nicht unerheblichen Rechenzeit, die benötigt wird, sowie wegen der besseren Vergleichbarkeit der Ergebnisse der Prognosen auf der Grundlage der Mesoschätzungen²⁾ mit denen, die auf den Makro-Bayes-Schätzungen beruhen, wurde die empirische Berechnung der Mesoprognosen nur mit den Mikro-a-priori-Informationen aus Methode III (bei Zugrundelegung von einem Übergang für die Schätzung) durchgeführt. Als Stichprobeninformationen gingen wieder jeweils die "Anteilszeilen" von

1) Zumindest "Quasi-mikro-a-priori-Informationen";
s. Methode IV.

2) Wir nennen diese Prognosen künftig Mesoprognosen.

sechs aufeinanderfolgenden Monaten ein. Wie schon bei den in den Punkten 2.2.1. und 2.2.2. dieses Teils beschriebenen Verfahren, wurden die Schätzungen der 91 Übergangsmatrizen aufgrund der Meso-Bayes-Methode mit Hilfe eines von T.C. Lee et al.¹⁾ übernommenen Programms am Leibniz-Rechenzentrum München gerechnet (Rechenzeit etwa 2 1/2 Std.). Wie bei den beiden Makro-Schätzungen verletzte in fast allen zu schätzenden Übergangsmatrizen wenigstens ein Element die Bedingung $0 \leq p_{ij} \leq 1$, so daß das in Punkt 2.2.2.3. des Teils D angegebene Verfahren zur Anwendung kam. Dabei wurde mit bis zu neun Rekursionsläufen und $\xi = 10^{-3}$ gearbeitet.

Wie in den vorangegangenen Punkten dieses Teils F sollen noch einmal die Prognoseergebnisse und die dazugehörigen Matrizen beispielhaft anhand der Prognose des KT-Saldos der GLB für den Monat Juni 1974 gezeigt werden. Die benötigten Übergangsmatrizen $\tilde{p}_B(t) = (\tilde{p}_{Bij}(t))^{2)}$ für $t=92, 93$ und 94 sind nachstehend zusammengestellt:

$$\tilde{p}_B(t) = (\tilde{p}_{Bij}(t))$$

$t = 92$ (0374)	$t = 93$ (0474)	$t = 94$ (0574)
$\begin{pmatrix} 0,43 & 0,57 & 0 \\ 0,03 & 0,87 & 0,10 \\ 0,02 & 0,32 & 0,66 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,28 & 0,72 & 0 \\ 0,04 & 0,77 & 0,19 \\ 0,06 & 0,47 & 0,47 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,38 & 0,62 & 0 \\ 0,04 & 0,88 & 0,08 \\ 0,00 & 0,37 & 0,63 \end{pmatrix}$

Aufgrund der Gleichungen (E 1.1.a,e) erhält man für $m=2,3,4$ die folgenden vier Prognosegleichungen:

$$\text{für } t = 94 \quad \tilde{p}_B^*(t+1)^+ = \underline{p}_M(t) \tilde{p}_B(t) \quad (\text{F 2.3.a})$$

$$\tilde{p}_B^*(t+1) = \underline{p}_M(t-1) [\tilde{p}_B(t)]^2 \quad (\text{F 2.3.b})$$

$$\text{für } t = 93 \quad \tilde{p}_B^*(t+2) = \underline{p}_M(t-1) [\tilde{p}_B(t)]^3 \quad (\text{F 2.3.c})$$

$$\text{für } t = 92 \quad \tilde{p}_B^*(t+3) = \underline{p}_M(t-1) [\tilde{p}_B(t)]^4 \quad (\text{F 2.3.d})$$

1) T.C. Lee et al. (26, S. 199-241)

2) Wegen der Symbolik gilt das über $\tilde{p}_B(t)$ Gesagte analog (s. Fußnote 1) S.117).

Anstatt ", " verwenden wir bei Meso-Schätzungen "-".

Aus diesen vier Gleichungen erhält man durch Einsetzen der numerischen Werte der o.a. Übergangsmatrizen und der dazugehörenden Anfangsverteilungen (s. Tab. 1d) die 1-, 2- und 3-Monatsprognosen der Zustandsvektoren der GLB, die in nachstehender Tabelle 22* enthalten sind:

Tabelle 22*

	Prognostizierte Zustandsvektoren der GLB für 0674 nach den Prognosemethoden		
1-Monatsprognose	(F 2.3.a)	(0,06; 0,79; 0,15)	Zum Vergleich der "wahren" Zustandsvektor der GLB im Juni 74
	(F 2.3.b)	(0,05; 0,78; 0,17)	
2-Monatsprognose	(F 2.3.c)	(0,06; 0,69; 0,25)	
3-Monatsprognose	(F 2.3.d)	(0,05; 0,74; 0,21)	(0,03; 0,87; 0,10)

Aufgrund der Überlegungen, wie wir sie in Punkt 2.2. des Teils E angestellt haben, erhält man daraus die Mesoprognosen für den "wahren" KT-Saldo der GLB ($G_S(95) = - 0,07$) für den Juni 1974:

Tabelle 23*

1-Monatsprognosen des Saldos der GLB t = 94	2-Monatsprognose des Saldos der GLB t = 93	3-Monatsprognose des Saldos der GLB t = 92
$\tilde{s}_B^*(t+1)^+ = - 0,09$	$\tilde{s}_B^*(t+2) = - 0,19$	$\tilde{s}_B^*(t+3) = - 0,16$
$\tilde{s}_B^*(t+1) = - 0,12$		

Wie schon bei der Darstellung der Ergebnisse anderer Prognoseverfahren, sind auch die Mesoprognosen für t=95 (0674) der letzten Zeile der im Anhang befindlichen Tabellen entnommen. Es handelt sich dabei um Tab. 6b (Spalten 4 und 6) sowie Tab. 7b (Spalten 4 und 6). In den Spalten 4 und 6 der Tabellen 6a,b und 7a,b sind die Resultate der Mesoprognosen für t=5 (1266) bis t=94 (0574) nach den jeweiligen Prognosegleichungen dargestellt.

Mit der Wiedergabe der Globalmaße (Varianzen, Varianzquotienten) sowie der Lead/Lag-Struktur der Extrempunkte und einer kurzen Kommentierung dieser Maße soll die Darstellung der Ergebnisse der empirischen Untersuchung abgeschlossen werden. Zunächst nochmals zwei Tabellen (24^{*} und 25^{*}), die die wichtigsten Kenngrößen für die Mesoprognozen enthalten, nach denen wir diese Prognosen vergleichend beurteilen.

Tabelle 24^{*}

Prognose- methode	Be- ginn der Pro- gnose	An- zahl der progn. Monate	$\text{Var}(\overset{G}{s})$	$\text{Var}(\tilde{s}_B^*)$	$\text{Var}(\overset{G}{s-\tilde{s}_B^*})$	$\text{Var}(\overset{G}{s-\tilde{s}_B^*})$	$\text{Var}(\overset{G}{s-\tilde{s}_B^*})$
						$\text{Var}(\overset{G}{s})$	$\text{Var}(\overset{G}{s})$
(F 2.3.a)	0167	90	0,22235	0,19040	0,00877	0,03944	0,01145
(F 2.3.b)	0167	90	0,22235	0,17238	0,01226	0,05514	0,02459
(F 2.3.c)	0267	89	0,22339	0,16413	0,01681	0,07525	0,04478
(F 2.3.d)	0367	88	0,22507	0,15849	0,02402	0,10672	0,06374

Tabelle 25^{*}

Prognose- methode	Treffgenauigkeit der Prognosen der Extrempunkte in den Reihen der kumulierten KT-Salden der GLB			
	Min. 0468	Max. 0571	Min. 0473	Max. 0773
(F 2.3.a)	-1	0	nicht angezeigt	
(F 2.3.b)	-1	+1	n.a.	0/+2
(F 2.3.c)	0	0	nicht angezeigt	
(F 2.3.d)	+2	+1	+1	0

Aufgrund der Werte in den Tabellen 24^{*} und 25^{*} kann man eine deutliche Überlegenheit der Mesoprognozen gegenüber den Prognosen feststellen, die auf der Basis der Makro-Bayes- und der Makro-Maximum-Likelihood-Schätzungen gewonnen wurden, und zwar im Hinblick auf die Güte der Punktprognosen als auch hinsichtlich der zeitlichen Differenz zum zu prognostizierenden "Umschwingungspunkt". (Dabei stört

m.E. nicht, daß die "kleinen" Extrema (Min.0473 und Max.0773) von den Methoden (F 2.3.a-c) nicht angezeigt wurden.) Vergleicht man die Mesoprognosen mit den Ergebnissen der Prognosen, die ausschließlich das Mikromaterial als Grundlage der Schätzungen haben, so sind sie bezüglich der Varianzmaße (der nichtkumulierten Reihen) den Ergebnissen der Prognosen aufgrund der Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen (mit drei Übergängen als Schätzbasis) zumindest gleichwertig¹⁾ oder überlegen (bei Verwendung eines Übergangs als Schätzbasis). Bezieht sich der Vergleich auf die Güte der Prognose des Zeitpunkts für den "Umschwung", so sind die Mesoprognosen (mit Ausnahme der 3-Monatsprognose) den Prognosen, die auf den Mikro-Bayes-Schätzungen fußen (mit den A-priori-Informationen aus Methode III) gleichzustellen, den Prognosen auf der Grundlage der Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzung jedoch deutlich überlegen.

3. Wertung der Ergebnisse und Ausblick

Die Zielsetzung dieser Arbeit war es, KT-Salden dem Betrag und der Richtung nach mit einem möglichst großen Lead zu prognostizieren. Zu diesen Zielen muß noch -aufgrund der Eigenart des vorliegenden Ifo-KT-Materials- wegen der erwünschten Realisierbarkeit das Ziel des minimalen Auswertungsaufwandes treten. Hierbei bedeutet minimaler Auswertungsaufwand die ausschließliche Verwendung von Makromaterial, was für die Prognosen auf der Grundlage der Makro-Maximum-Likelihood- und der Makro-Bayes-Schätzungen zutrifft. Die Prognose ist genau, wenn die Varianz der Abweichungen zwischen "wahrem" und prognostiziertem KT-Saldo möglichst gering (im Grenzfall null) ist. Im Gegensatz zum letztgenannten Ziel läßt sich das Ziel "möglichst großer Lead" nicht ohne weiteres quantifizieren. Die Ergebnisse dieser Arbeit und anderer Untersuchungen²⁾ deuten mit großer

1) Vgl. Fig. 9 und 10.

2) M. Ziegler (47, S. 71-77)

Wahrscheinlichkeit darauf hin, daß im Zusammenhang mit den KT-Daten ein Lead von drei Monaten bereits als groß anzusehen ist, auch wenn die Frage der GLE auf sechs Monate ausgelegt ist. Nimmt man also drei Monate als größtmöglichen Lead an, so konnte das "globale Optimum", welches bei Verwirklichung aller drei Ziele (im strengsten Sinn) vorläge, durch keine der angewandten Prognosemethoden im konkreten Fall erreicht werden. Lediglich die Mesoprognosen kommen in die Nähe dieser optimalen Zielerfüllung. Sie liefern -von ein paar Ausreißern abgesehen- wegen der relativ hohen Genauigkeit ($\text{Var}(\hat{G}_S - \hat{S}_B) \approx 0,00877$ bzw. $= 0,01226$) recht gute 1- und 2-Monatsprognosen des nichtkumulierten KT-Saldos der GLB und zeigen die (beiden "großen") Extrema genau zwei Monate im voraus an. Der Auswertungsaufwand beschränkt sich dabei auf die Mikroauswertung einer Variablen (GLE).

Auch wenn die anderen Verfahren die Zielerfüllung (gleichzeitig) aller Ziele nicht in dem Ausmaß wie die Mesoprognosen erreichen -und schon gar nicht zum "globalen Optimum" führen-, so sind sie damit nicht alle automatisch wertlos. Vielmehr empfiehlt es sich, sie in Bezug auf die Erfüllung von Teilzielen zu werten. In Hinsicht auf die im Rahmen der Konjunkturprognose besonders wichtige Vorhersage des Zeitpunktes der Tendenzwende in den KT-Salden sind die Prognosen auf der Basis der Mikro-Bayes-Schätzungen nach den Methoden II und III den Mesoprognosen sicher vorzuziehen, denn sie zeigen diese "Umbrüche mit einem Vorlauf von drei Monaten an. Was nun das genaue Prognostizieren von Betrag und Richtung des KT-Saldos anlangt, so sind die 1-Monatsprognosen auf der Grundlage der Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzung (unter Einbeziehung von drei Übergängen in die Schätzung) den 1-Monats-Mesoprognosen durchaus gleichwertig. Sie haben ihnen gegenüber jedoch den Vorteil, daß sie die extremen Salden (positiv und negativ) ebenfalls anzeigen und in Phasen relativ konstanter Salden auch genauer sind. Zudem

können auf der Basis der Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen auch KT-Salden von Variablen prognostiziert werden, für die keine A-priori-Informationen zur Verfügung stehen (z.B. GLE).

Die beiden Makro-Verfahren erfüllen zwar die Zielsetzung des minimalen Aufbereitungsaufwandes, sind aber hinsichtlich der beiden anderen Ziele den anderen Verfahren (zumindest teilweise) unterlegen. Dies gilt vor allem für die Prognosen, die auf den Makro-Maximum-Likelihood-Schätzungen beruhen, da sie lediglich in Zeiten mit länger andauernden etwa konstanten Meldungen brauchbare Ergebnisse liefern. Für ein frühzeitiges Anzeigen der "Umbrüche" sind diese Prognosen jedoch ungeeignet. Erwähnenswert scheint mir noch der Vergleich der Prognosen, die auf den Mikro-Maximum-Likelihood-Schätzungen (mit einem Übergang als Schätzgrundlage) fußen und jenen, die auf den Makro-Bayes-Schätzungen aufbauen. Die Prognosen dieser beiden Verfahren weisen sehr viele Ähnlichkeiten auf, die möglicherweise darauf zurückzuführen sind, daß der Informationsverlust, der durch die Aggregierung der Daten eintritt (vergleiche die Ergebnisse der Prognosen, die auf den Mikro- und Makro-Maximum-Likelihood-Schätzungen beruhen) zu einem erheblichen Teil durch die zusätzlichen A-priori-Informationen ausgeglichen wird. Insgesamt wird man feststellen müssen, daß letztlich nur die Prognosemethoden zu einem guten Ergebnis führen, die (wenigstens zum Teil) das Mikromaterial zur Grundlage haben.

Dieses Resultat, das nur für diese Untersuchung festgestellt werden kann, mag nun aufgrund der "wenigen" Makro-Schätzungen, die durchgeführt wurden und mit deren Hilfe dann KT-Salden prognostiziert wurden, noch etwas verfrüht erscheinen. Es wäre zumindest denkbar, daß ähnlich wie bei der im Teil D Punkt 1.2.3.2. behandelten Methode II über eine Art "Indexbildung" aus dem aggregierten Material (mehrerer Variablen) A-priori-Informationen gewonnen werden können, um z.B. die

Prognosen (F 2.2.2.a-d) wesentlich zu verbessern. Ge-
länge dies, so könnte auf die aufwendige Gewinnung der
Mikro-Informationen verzichtet werden.

Eine weitere Möglichkeit -m.E. die vielversprechendere-
besteht in einer anderen Erfassung der Daten an der Quelle
und eine im Zeitalter der elektronischen Datenverarbeitung
adäquaten Abspeicherung derselben. Gemeint ist damit eine
Gestaltung der Fragebögen und eine Formulierung der Fragen,
die das "Urmaterial" z.B. einem Markierungsleser zugäng-
lich macht, damit dieses direkt auf Band, Platte oder
einem anderen Datenträger abgespeichert werden kann. Erst
dann wäre in großem Umfang der Zugang zum Mikromaterial
(auch für andere KT-Variable und andere Methoden) und die
weitgehende Ausschöpfung vorhandener Informationen mög-
lich, die zu einer Verbesserung der Ergebnisse führen,
was die Verwendung des Mikromaterials im Rahmen dieser
Untersuchung m.E. deutlich gezeigt hat, wenngleich auch
hier -vor allem bei den Prognosemethoden (F 2.1.2.a II-d III)-
noch nicht alle methodischen Möglichkeiten ausgeschöpft
sind.

Wir wissen dann zwar sicher mehr. Wir sollten darüber
aber nicht vergessen, daß der Satz von Charles Rist nach
wie vor seine Gültigkeit hat:

"Savoir n'est pas toujours prévoir. Mais prévoir
sans savoir est necessairement vain."¹⁾

1) Dieses Wort von Charles Rist findet sich als Geleit-
spruch zum Buch von A. Sauvy (36).

G Literaturverzeichnis

- (1) Anderson jun., O.: Konjunkturtest und Statistik.
Möglichkeiten und Grenzen einer Quantifizierung von Testergebnissen, in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 35 (1951), S. 209-220 j
- (2) Anderson jun., O.: Zur Frage der Quantifizierung des Konjunkturtests. (Bemerkungen zum Aufsatz von M. Nicolas, "Nutzen und Grenzen der Korrelationsanalyse", in: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Berlin, Jg. 1952, H. 2, S. 141 f.), in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 36 (1952), S. 223-230
- (3) Anderson jun., O.: Das Konjunkturtest-Verfahren und sein Beitrag zur empirischen Untersuchung der ex ante - ex post - Problematik. Dissertation, München 1957
- (4) Anderson jun., O., Bauer, R.K. und Giehl, R.: Zur Theorie des Konjunkturtests. Modelltheoretische Betrachtungen, in: Ifo-Studien, Jg. 1 (1955), S. 159-203
- (5) Anderson, T.W. and Goodman, L.A.: Statistical Inference about Markov Chains, in: The Annals of Mathematical Statistics, Vol. 28 (1957), pp. 89-110
- (6) Beer, S.: Kybernetik und Management, 4. Auflage, Frankfurt am Main 1970
- (7) Bharucha-Reid, A.T.: Elements of the Theory of Markov Processes and Their Applications, New York, Toronto, London 1960
- (8) Blackwell, D., Girshick, M.A.: Theory of Games and Statistical Decisions, New York, London 1954
- (9) Charnes, A., Cooper, W.W.: Management Models and Industrial Applications of Linear Programming, Vol. I, New York, London 1961
- (10) Courtois, J.M., Goldrian, G. und Richter, S.: Indikatoren aus Konjunktumfragen in den Europäischen Gemeinschaften, CIRET-Studie, Nr. 17, hrsg. vom Centre for International Research on Economic Tendency Surveys, Munich 1972
- (11) Dantzig, G.B. and Orden, A.: Notes on Linear Programming, Part II - Duality Theorems, Santa Monica, California, The RAND Corp., 1953

- (12) Dorn, W.S.: Duality in Quadratic Programming, in: Quarterly of Applied Mathematics, Vol. 18 (1960), pp. 155-162
- (13) Fels, E.: Maß und Richtung. Zur Aggregation dreiwertiger Signalkonstellationen im Ifo-Konjunkturtestverfahren, in: Statistische Vierteljahresschrift, Bd. 7 (1954), S. 57-89
- (14) Ferschl, F.: Markovketten, Lectur Notes in Operations Research and Mathematical Systems, Bd. 35, Berlin, Heidelberg, New York 1970
- (15) Fisz, M.: Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik, 6. berichtigte Auflage, Berlin 1971
- (16) Hadley, G.: Linear Programming, London 1962
- (17) Hadley, G.: Nichtlineare und dynamische Programmierung, Würzburg, Wien 1969
- (18) Howard, R.A.: Dynamische Programmierung und Markov-Prozesse, Zürich 1965
- (19) Howard, R.A.: Dynamic Probabilistic Systems, Vol. I: Markov Models, New York, London, Sydney, Toronto 1971
- (20) Kemeny, J.G. and Snell, J.L.: Finite Markov Chains, New York 1960
- (21) Kendall, M.G. and Stuart, A.: The Advanced Theory of Statistics, Vol. 2, Three-volume edition, London 1961
- (22) Kenney, J.F. and Keeping, E.S.: Mathematics of Statistics, Part two, 2nd Edition, 2nd Printing, New York, London, Toronto 1953
- (23) Krelle, W.: Grundlinien einer stochastischen Konjunkturtheorie, in: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 115 (1959), S. 472-494
- (24) Kuhn, H.W. and Tucker, A.W.: Nonlinear Programming, in: Proceedings of the Second Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability (J. Neyman, editor), Berkeley (California) 1951, pp. 481-492
- (25) Langelütke, H. und Marquardt, W.: Das Konjunkturtest-Verfahren. Aufgabe, Methode und Erkenntniswert, in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 35 (1951), S. 189-208

- (26) Lee, T.C., Judge, G.G. and Zellner, A.:
Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregate Time Series Data, Amsterdam, London 1970
- (27) Lindlbauer, J.-D., Nerb, G., Roberts, Ch.C.:
Ansätze zu einem Konjunkturindikatorensystem für die Bundesrepublik Deutschland, CIRET-Studie, Nr. 17, hrsg. vom Centre for International Research on Economic Tendency Surveys, Munich 1973
- (28) Lindley, D.V.: Introduction to Probability and Statistics, Part 2, Cambridge 1965
- (29) Marquardt, W. und Strigel, W.: Der Konjunkturtest. Eine neue Methode der Wirtschaftsbeobachtung, in: Schriftenreihe des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, Nr. 38, Berlin, München 1959
- (30) Martin, J.J.: Bayesian Decision Problems and Markov Chains, New York, London, Sydney 1967
- (31) Mauldon, J.G.: A Generalization of the Beta-Distribution, in: The Annals of Mathematical Statistics, Vol. 30 (1959), pp. 509-520
- (32) Menges, G.: Ökonometrie, Wiesbaden 1961
- (33) Menges, G.: Grundriß der Statistik, Teil 1: Theorie, Köln und Opladen 1968
- (34) Mosimann, J.E.: On the compound multinomial distribution, the multivariate β -distribution, and correlations among proportions, in: Biometrika, Vol. 49 (1962), pp. 65-82
- (35) Roberts, Ch.C.: Makroökonomische Konjunkturindikatoren, bisher unveröffentlichte Studie, erscheint demnächst in: CIRET-Studie, Nr. 22, hrsg. vom Centre for International Research on Economic Tendency Surveys, Munich 1975
- (36) Sauvy, A.: Essai sur la conjoncture et la prévision économiques, Paris 1938
- (37) Schaffranek, M.: Zur prognostischen Bedeutung von quantitativen Investitionsplänen aus Erhebungen des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung; ein Versuch, die Aussagekraft durch klassifizierende Informationsauswertung zu erhöhen. Dissertation, Mannheim 1971

- (38) Schönfeld, P.: Methoden der Ökonometrie, Bd. I:
Lineare Regressionsmodelle, Berlin, Frankfurt
am Main 1969/1969
- (39) Bombark, W.: Die Wandlungen des Kapitalismus, in:
Schriften des Vereins für Sozialpolitik, 110.
Bd. 175k (1928), S. 123-135
- (40) Stier, W.: Makroökonomische Anwendungen von
Operations-Research-Methoden: Markoffsche
und Nicht-Markoffsche Prozesse, in: Wirt-Wirt-
schaftswissenschaftliche Schriften, Heft 4, 5.
Meisenheim am Glan 1969/1969
- (41) Strigel, W.: Konjunkturumfragen des Ifo-Instituts
für Wirtschaftsforschung, in: Allgemeines
Statistisches Archiv, Bd. 49d (1965), (1965),
S. 129-163/9-163
- (42) Strigel, W.: Konjunkturindikatoren aus qualitativen
Daten, in: Ifo-Studien, Jg. 18 (1972), (1972),
S. 185-214/5-214
- (43) Strigel, W.: Trade Cycle Indicators Derived from
Qualitative Data, (CIRET-Studie, Nr. 19),
hrsg. vom Centre for International Research
on Economic Tendency Surveys, München 1972/1972
- (44) Stutz, F.: Der Konjunkturtest. Neue Wege der Kon-
junkturdiagnose und -prognose, Zürich/Brich,
St. Gallen 1957/1957
- (45) Takács, L.: Stochastische Prozesse. Aufgaben und
Lösungen, München/Wien 1966/1966
- (46) Weichselberger, K. und Rüger, B.: Statistik III,
Teil 1: Wahrscheinlichkeitstheorie, Skriptum
zur Vorlesung "Statistik III", München 1974
- (47) Ziegler, M.: Spezialliteratur über Konjunktur-
umfragen, (CIRET-Studie, Nr. 10), hrsg. vom
CIRET-Informations- und Dokumentationszentrum
München 1968/1968

H Anhang

Tabelle 1a:

Aggregierte KT-Meldungen ("Anteilszeilen") für den WMB (gesamt)
von Juli 1966 bis Juni1974

Monat	Geschäftslage- Beurteilung			Geschäftslage- Erwartung			Anzahl der mel- denden Firmen	Gesamt- punkt- zahl
	+	=	-	+	=	-		
0766	(0,23 ; 0,60 ; 0,17)			(0,14 ; 0,74 ; 0,11)			112	400
08	(0,19 ; 0,60 ; 0,21)			(0,17 ; 0,65 ; 0,18)			102	377
09	(0,15 ; 0,59 ; 0,26)			(0,07 ; 0,72 ; 0,21)			106	376
10	(0,10 ; 0,63 ; 0,27)			(0,11 ; 0,55 ; 0,34)			109	403
11	(0,12 ; 0,61 ; 0,27)			(0,06 ; 0,52 ; 0,42)			111	427
1266	(0,10 ; 0,68 ; 0,22)			(0,12 ; 0,48 ; 0,40)			109	387
0167	(0,04 ; 0,64 ; 0,32)			(0,16 ; 0,64 ; 0,20)			113	391
02	(0,06 ; 0,69 ; 0,25)			(0,19 ; 0,65 ; 0,16)			106	392
03	(0,10 ; 0,57 ; 0,33)			(0,22 ; 0,65 ; 0,13)			111	404
04	(0,04 ; 0,60 ; 0,36)			(0,10 ; 0,63 ; 0,27)			99	380
05	(0,01 ; 0,56 ; 0,43)			(0,19 ; 0,68 ; 0,13)			104	390
06	(0,01 ; 0,60 ; 0,39)			(0,16 ; 0,62 ; 0,22)			100	354
07	(0,01 ; 0,58 ; 0,41)			(0,13 ; 0,69 ; 0,18)			104	361
08	(0,03 ; 0,65 ; 0,32)			(0,26 ; 0,63 ; 0,11)			106	360
09	(0,03 ; 0,62 ; 0,35)			(0,34 ; 0,59 ; 0,07)			103	379
10	(0,11 ; 0,65 ; 0,24)			(0,16 ; 0,74 ; 0,10)			103	403
11	(0,10 ; 0,67 ; 0,23)			(0,08 ; 0,82 ; 0,10)			109	392
1267	(0,15 ; 0,56 ; 0,29)			(0,18 ; 0,66 ; 0,16)			106	373
0168	(0,13 ; 0,63 ; 0,24)			(0,17 ; 0,72 ; 0,11)			98	384
02	(0,14 ; 0,59 ; 0,27)			(0,19 ; 0,73 ; 0,08)			101	379
03	(0,18 ; 0,60 ; 0,22)			(0,28 ; 0,63 ; 0,09)			106	394
04	(0,16 ; 0,59 ; 0,25)			(0,28 ; 0,67 ; 0,05)			102	391
05	(0,23 ; 0,61 ; 0,16)			(0,35 ; 0,64 ; 0,01)			100	363
0668	(0,36 ; 0,56 ; 0,08)			(0,38 ; 0,58 ; 0,04)			105	416

Tabelle 1b:

Aggregierte KT-Meldungen ("Anteilszeilen") für den WMB (gesamt)
von Juli 1966 bis Juni 1974

Monat	Geschäftslage- Beurteilung			Geschäftslage- Erwartung			Anzahl der mel- denden Firmen	Gesamt- punkt- zahl
	+	=	-	+	=	-		
0768	(0,49 ; 0,48 ; 0,03)			(0,31 ; 0,61 ; 0,08)			103	417
08	(0,41 ; 0,56 ; 0,03)			(0,40 ; 0,59 ; 0,01)			101	387
09	(0,47 ; 0,52 ; 0,01)			(0,28 ; 0,72 ; 0,00)			102	409
10	(0,46 ; 0,52 ; 0,02)			(0,17 ; 0,83 ; 0,00)			91	349
11	(0,53 ; 0,46 ; 0,01)			(0,17 ; 0,71 ; 0,12)			101	402
1268	(0,63 ; 0,36 ; 0,01)			(0,18 ; 0,77 ; 0,05)			99	365
0169	(0,60 ; 0,39 ; 0,01)			(0,28 ; 0,71 ; 0,01)			107	412
02	(0,60 ; 0,39 ; 0,01)			(0,26 ; 0,70 ; 0,04)			94	354
03	(0,82 ; 0,16 ; 0,02)			(0,26 ; 0,69 ; 0,05)			100	383
04	(0,78 ; 0,21 ; 0,01)			(0,25 ; 0,72 ; 0,02)			98	368
05	(0,83 ; 0,16 ; 0,01)			(0,26 ; 0,73 ; 0,01)			102	392
06	(0,79 ; 0,20 ; 0,01)			(0,28 ; 0,72 ; 0,00)			102	398
07	(0,85 ; 0,15 ; 0)			(0,21 ; 0,73 ; 0,06)			102	375
08	(0,85 ; 0,15 ; 0,00)			(0,15 ; 0,81 ; 0,04)			101	402
09	(0,88 ; 0,12 ; 0,00)			(0,07 ; 0,77 ; 0,16)			100	390
10	(0,86 ; 0,14 ; 0)			(0,05 ; 0,87 ; 0,08)			104	391
11	(0,82 ; 0,18 ; 0)			(0,09 ; 0,69 ; 0,22)			97	390
1269	(0,75 ; 0,25 ; 0)			(0,07 ; 0,78 ; 0,15)			98	367
0170	(0,65 ; 0,35 ; 0,00)			(0,02 ; 0,76 ; 0,22)			102	388
02	(0,79 ; 0,21 ; 0,00)			(0,01 ; 0,90 ; 0,09)			98	369
03	(0,77 ; 0,22 ; 0,01)			(0,04 ; 0,85 ; 0,11)			105	417
04	(0,72 ; 0,28 ; 0)			(0,02 ; 0,89 ; 0,09)			100	403
05	(0,73 ; 0,27 ; 0,00)			(0,09 ; 0,81 ; 0,10)			102	407
0670	(0,66 ; 0,34 ; 0,00)			(0,08 ; 0,64 ; 0,28)			98	371

Tabelle 1c:

Aggregierte KT-Meldungen ("Anteilszeilen") für den WMB (gesamt)
von Juli 1966 bis Juni 1974

Monat	Geschäftslage- Beurteilung			Geschäftslage- Erwartung			Anzahl der mel- denden Firmen	Gesamt- punkt- zahl
	+	=	-	+	=	-		
0770	(0,65 ; 0,35 ; 0,00)			(0,03 ; 0,62 ; 0,35)			94	384
08	(0,54 ; 0,46 ; 0,00)			(0,01 ; 0,68 ; 0,31)			100	362
09	(0,56 ; 0,44 ; 0)			(0,04 ; 0,74 ; 0,22)			100	381
10	(0,48 ; 0,51 ; 0,01)			(0,00 ; 0,62 ; 0,38)			93	341
11	(0,53 ; 0,46 ; 0,01)			(0,03 ; 0,64 ; 0,33)			96	391
1270	(0,50 ; 0,50 ; 0,00)			(0,02 ; 0,63 ; 0,35)			92	372
0171	(0,44 ; 0,55 ; 0,01)			(0,02 ; 0,47 ; 0,51)			103	377
02	(0,38 ; 0,55 ; 0,07)			(0,02 ; 0,50 ; 0,48)			98	361
03	(0,32 ; 0,64 ; 0,04)			(0,00 ; 0,47 ; 0,53)			96	377
04	(0,40 ; 0,44 ; 0,16)			(0,01 ; 0,35 ; 0,64)			99	354
05	(0,24 ; 0,56 ; 0,20)			(0,01 ; 0,36 ; 0,63)			96	377
06	(0,21 ; 0,57 ; 0,22)			(0,03 ; 0,37 ; 0,60)			96	378
07	(0,20 ; 0,59 ; 0,21)			(0,03 ; 0,37 ; 0,60)			99	371
08	(0,09 ; 0,58 ; 0,33)			(0,00 ; 0,35 ; 0,65)			95	382
09	(0,05 ; 0,62 ; 0,33)			(0,00 ; 0,22 ; 0,78)			98	401
10	(0,03 ; 0,35 ; 0,62)			(0,02 ; 0,11 ; 0,87)			96	373
11	(0,01 ; 0,46 ; 0,53)			(0,01 ; 0,17 ; 0,82)			97	394
1271	(0,02 ; 0,50 ; 0,48)			(0,01 ; 0,20 ; 0,79)			97	370
0172	(0,01 ; 0,29 ; 0,70)			(0,04 ; 0,02 ; 0,69)			91	357
02	(0,01 ; 0,37 ; 0,62)			(0,07 ; 0,33 ; 0,60)			98	387
03	(0,02 ; 0,35 ; 0,63)			(0,07 ; 0,54 ; 0,39)			100	408
04	(0,02 ; 0,30 ; 0,68)			(0,16 ; 0,53 ; 0,31)			98	402
05	(0,07 ; 0,31 ; 0,62)			(0,17 ; 0,56 ; 0,27)			94	382
0672	(0,06 ; 0,35 ; 0,59)			(0,27 ; 0,50 ; 0,23)			97	393

Tabelle 1d:

Aggregierte KT-Meldungen ("Anteilszeilen") für den WMB (gesamt)
von Juli 1966 bis Juni 1974

Monat	Geschäftslage- Beurteilung			Geschäftslage- Erwartung			Anzahl der mel- denden Firmen	Gesamt- punkt- zahl
	+	=	-	+	=	-		
0772	(0,05 ; 0,43 ; 0,52)			(0,41 ; 0,41 ; 0,18)			99	404
08	(0,02 ; 0,39 ; 0,59)			(0,31 ; 0,41 ; 0,26)			98	389
09	(0,04 ; 0,29 ; 0,67)			(0,29 ; 0,43 ; 0,28)			95	389
10	(0,02 ; 0,32 ; 0,66)			(0,34 ; 0,37 ; 0,29)			90	380
11	(0,06 ; 0,30 ; 0,64)			(0,42 ; 0,41 ; 0,17)			91	377
1272	(0,10 ; 0,51 ; 0,39)			(0,51 ; 0,42 ; 0,07)			92	383
0173	(0,12 ; 0,55 ; 0,33)			(0,48 ; 0,49 ; 0,03)			96	336
02	(0,17 ; 0,43 ; 0,40)			(0,40 ; 0,55 ; 0,05)			94	400
03	(0,10 ; 0,61 ; 0,29)			(0,33 ; 0,63 ; 0,04)			96	383
04	(0,20 ; 0,52 ; 0,28)			(0,40 ; 0,56 ; 0,04)			98	396
05	(0,24 ; 0,58 ; 0,18)			(0,09 ; 0,69 ; 0,22)			93	387
06	(0,22 ; 0,64 ; 0,14)			(0,05 ; 0,64 ; 0,31)			90	380
07	(0,21 ; 0,65 ; 0,14)			(0,02 ; 0,53 ; 0,45)			93	383
08	(0,17 ; 0,63 ; 0,20)			(0,01 ; 0,51 ; 0,48)			94	384
09	(0,20 ; 0,57 ; 0,23)			(0,01 ; 0,54 ; 0,45)			92	385
10	(0,07 ; 0,68 ; 0,25)			(0,00 ; 0,48 ; 0,52)			93	386
11	(0,05 ; 0,56 ; 0,30)			(0,01 ; 0,25 ; 0,74)			97	396
1273	(0,09 ; 0,66 ; 0,25)			(0,02 ; 0,37 ; 0,61)			97	385
0174	(0,11 ; 0,67 ; 0,22)			(0,02 ; 0,55 ; 0,43)			97	393
02	(0,00 ; 0,83 ; 0,17)			(0,01 ; 0,64 ; 0,35)			97	388
03	(0,03 ; 0,80 ; 0,17)			(0,00 ; 0,67 ; 0,33)			95	388
04	(0,07 ; 0,75 ; 0,18)			(0,01 ; 0,53 ; 0,46)			95	400
05	(0,07 ; 0,79 ; 0,14)			(0,02 ; 0,62 ; 0,36)			91	388
0674	(0,03 ; 0,87 ; 0,10)			(0,01 ; 0,68 ; 0,31)			90	377

Tabelle 2a:

1-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Beurteilung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6	7
Monat	G _{s(t)}	(F2.1.1.aG)	(F2.1.1.bG)	(F2.1.2.aI)	(F2.1.2.aII)	(F2.1.2.aIII)
0766	0,06					
08	-0,02					
09	-0,11	-0,09		-0,04	-0,07	-0,08
10	-0,17	-0,11		-0,12	-0,22	-0,13
11	-0,15	-0,23	-0,20	-0,24	-0,26	-0,27
1266	-0,12	-0,17	-0,17	-0,24	-0,28	-0,22
0167	-0,28	-0,08	-0,13	-0,16	-0,22	-0,12
02	-0,19	-0,35	-0,27	-0,17	-0,35	-0,17
03	-0,23	-0,17	-0,18	-0,09	-0,17	-0,13
04	-0,32	-0,26	-0,26	-0,08	-0,28	-0,16
05	-0,42	-0,36	-0,32	-0,25	-0,40	-0,35
06	-0,38	-0,48	-0,41	-0,01	-0,17	-0,19
07	-0,40	-0,34	-0,39	-0,19	-0,29	-0,36
08	-0,29	-0,40	-0,40	-0,20	-0,41	-0,29
09	-0,32	-0,21	-0,27	-0,05	-0,19	-0,09
10	-0,13	-0,35	-0,31	-0,04	-0,19	-0,24
11	-0,13	0,05	-0,07	-0,02	0,04	-0,06
1267	-0,14	-0,11	-0,09	-0,06	-0,20	-0,13
0168	-0,11	-0,19	-0,08	-0,08	0,19	-0,10
02	-0,13	-0,14	-0,12	-0,02	-0,21	-0,08
03	-0,04	-0,11	-0,15	-0,02	-0,09	-0,07
04	-0,09	0,02	-0,05	0,11	0,09	0,09
05	0,07	-0,12	-0,07	0,06	-0,03	-0,06
06	0,28	0,15	0,09	0,22	0,22	0,18
07	0,46	0,38	0,29	0,34	0,41	0,34
08	0,38	0,60	0,53	0,38	0,56	0,43
09	0,46	0,33	0,44	0,39	0,40	0,38
10	0,44	0,53	0,49	0,39	0,54	0,44
11	0,52	0,43	0,43	0,32	0,46	0,40
1268	0,62	0,56	0,53	0,28	0,46	0,41
0169	0,59	0,67	0,62	0,49	0,56	0,62
02	0,59	0,60	0,63	0,43	0,60	0,58
03	0,80	0,59	0,61	0,42	0,59	0,50
04	0,77	0,88	0,78	0,49	0,80	0,73
05	0,82	0,72	0,78	0,48	0,74	0,66
06	0,78	0,83	0,84	0,53	0,79	0,75
07	0,85	0,77	0,77	0,51	0,75	0,71
08	0,85	0,87	0,85	0,50	0,78	0,77
09	0,88	0,84	0,84	0,47	0,75	0,72
10	0,86	0,88	0,88	0,39	0,72	0,77
11	0,82	0,89	0,86	0,42	0,73	0,83
1269	0,75	0,78	0,83	0,33	0,66	0,69
0170	0,65	0,77	0,78	0,33	0,63	0,67
02	0,79	0,55	0,65	0,17	0,40	0,48
03	0,76	0,88	0,78	0,37	0,69	0,81
04	0,72	0,73	0,75	0,35	0,62	0,71
05	0,73	0,68	0,75	0,31	0,55	0,63
0670	0,66	0,74	0,72	0,35	0,54	0,69

Tabelle 2b:

1-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Beurteilung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6	7
Monat	G _s (t)	(F2.1.1.aG)	(F2.1.1.bG)	(F2.1.2.aI)	(F2.1.2.aII)	(F2.1.2.aIII)
o77o	o,65	o,59	o,65	o,19	o,45	o,41
o8	o,54	o,65	o,64	o,17	o,36	o,5o
o9	o,56	o,48	o,52	o,11	o,21	o,42
1o	o,47	o,58	o,56	o,19	o,43	o,52
11	o,52	o,39	o,45	o,oo	o,17	o,3o
127o	o,5o	o,52	o,48	o,16	o,23	o,45
o171	o,43	o,47	o,47	o,07	o,21	o,42
o2	o,31	o,43	o,44	-o,05	o,05	o,3o
o3	o,28	o,22	o,28	-o,11	-o,01	o,23
o4	o,24	o,22	o,25	-o,2o	-o,06	o,12
o5	o,04	o,2o	o,25	-o,24	-o,11	o,13
o6	-o,01	-o,17	-o,02	-o,4o	-o,36	-o,19
o7	-o,01	-o,03	-o,06	-o,31	-o,29	-o,06
o8	-o,24	-o,02	-o,07	-o,32	-o,33	-o,11
o9	-o,28	-o,39	-o,25	-o,52	-o,49	-o,43
1o	-o,59	-o,31	-o,32	-o,57	-o,58	-o,43
11	-o,52	-o,75	-o,61	-o,78	-o,81	-o,77
1271	-o,46	-o,49	-o,57	-o,7o	-o,7o	-o,54
o172	-o,69	-o,43	-o,54	-o,63	-o,65	-o,47
o2	-o,61	-o,79	-o,66	-o,71	-o,8o	-o,72
o3	-o,61	-o,52	-o,61	-o,55	-o,67	-o,53
o4	-o,66	-o,62	-o,64	-o,47	-o,63	-o,49
o5	-o,55	-o,72	-o,65	-o,41	-o,67	-o,57
o6	-o,53	-o,49	-o,57	-o,32	-o,49	-o,45
o7	-o,47	-o,52	-o,54	-o,23	-o,46	-o,42
o8	-o,57	-o,41	-o,43	-o,1o	-o,28	-o,3o
o9	-o,63	-o,64	-o,55	-o,28	-o,52	-o,59
1o	-o,64	-o,7o	-o,64	-o,33	-o,53	-o,66
11	-o,58	-o,64	-o,68	-o,3o	-o,44	-o,54
1272	-o,29	-o,48	-o,58	-o,13	-o,3o	-o,37
o173	-o,21	-o,17	-o,26	o,12	-o,01	-o,06
o2	-o,23	-o,16	-o,14	o,13	-o,04	-o,09
o3	-o,19	-o,25	-o,17	o,06	-o,05	-o,18
o4	-o,08	-o,12	-o,14	o,08	o,04	-o,09
o5	o,06	-o,06	-o,07	o,11	o,04	-o,05
o6	o,08	o,18	o,1o	-o,03	o,17	-o,05
o7	o,07	o,11	o,14	-o,08	-o,12	o,oo
o8	-o,03	o,01	o,09	-o,22	-o,19	-o,1o
o9	-o,03	-o,11	-o,07	-o,26	-o,24	-o,14
1o	-o,18	-o,03	-o,08	-o,24	-o,16	-o,1o
11	-o,25	-o,25	-o,21	-o,39	-o,37	-o,28
1273	-o,16	-o,31	-o,27	-o,5o	-o,44	-o,42
o174	-o,11	-o,09	-o,19	-o,39	-o,38	-o,16
o2	-o,17	-o,09	-o,11	-o,26	-o,21	-o,12
o3	-o,14	-o,14	-o,13	-o,24	-o,23	-o,15
o4	-o,11	-o,14	-o,13	-o,23	-o,21	-o,18
o5	-o,07	-o,13	-o,15	-o,3o	-o,26	-o,25
o674	-o,07	-o,03	-o,06	-o,19	-o,17	-o,08

Tabelle 3a:

1-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Beurteilung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6	7
Monat	G _s (t)	(F2.1.1.cG)	(F2.1.1.dG)	(F2.2.1.bG)	(F2.1.2.bII)	(F2.1.2.bIII)
0766	0,06					
08	-0,02					
09	-0,11	-0,10			-0,06	-0,07
10	-0,17	-0,05			-0,24	-0,09
11	-0,15	-0,22	-0,18		-0,32	-0,29
1266	-0,12	-0,21	-0,20		-0,39	-0,26
0167	-0,28	-0,05	-0,17	-0,16	-0,30	-0,12
02	-0,19	-0,29	-0,15	-0,19	-0,32	-0,06
03	-0,23	-0,19	-0,24	-0,18	-0,20	-0,12
04	-0,32	-0,26	-0,25	-0,18	-0,26	-0,12
05	-0,42	-0,32	-0,28	-0,22	-0,38	-0,35
06	-0,38	-0,47	-0,36	-0,31	-0,35	-0,06
07	-0,40	-0,34	-0,41	-0,34	-0,27	-0,38
08	-0,29	-0,40	-0,38	-0,40	-0,40	-0,23
09	-0,32	-0,22	-0,31	-0,39	-0,25	-0,03
10	-0,13	-0,35	-0,28	-0,35	-0,05	-0,17
11	-0,13	0,06	-0,14	-0,24	0,07	-0,05
1267	-0,14	-0,08	-0,04	-0,12	-0,25	-0,11
0168	-0,11	-0,22	-0,02	-0,14	-0,22	-0,08
02	-0,13	-0,16	-0,14	-0,13	-0,26	-0,05
03	-0,04	-0,10	-0,15	-0,12	-0,02	-0,03
04	-0,09	0,01	-0,10	-0,10	0,13	0,12
05	0,07	-0,12	-0,02	-0,10	-0,03	-0,01
06	0,28	0,11	0,00	-0,05	-0,23	0,17
07	0,46	0,35	0,17	0,19	0,41	0,30
08	0,38	0,61	0,48	0,44	0,54	0,38
09	0,46	0,33	0,52	0,45	0,44	0,10
10	0,44	0,53	0,48	0,46	0,55	0,41
11	0,52	0,43	0,43	0,45	0,48	0,36
1268	0,62	0,54	0,49	0,43	0,41	0,33
0169	0,59	0,66	0,56	0,55	0,51	0,55
02	0,59	0,62	0,66	0,61	0,62	0,59
03	0,80	0,57	0,62	0,60	0,60	0,47
04	0,77	0,90	0,70	0,70	0,80	0,63
05	0,82	0,70	0,78	0,74	0,76	0,63
06	0,78	0,81	0,84	0,76	0,78	0,66
07	0,85	0,79	0,79	0,78	0,76	0,67
08	0,85	0,86	0,82	0,80	0,69	0,67
09	0,88	0,84	0,84	0,81	0,68	0,62
10	0,86	0,86	0,87	0,81	0,57	0,65
11	0,82	0,92	0,87	0,83	0,65	0,83
1269	0,75	0,78	0,85	0,83	0,53	0,62
0170	0,65	0,80	0,82	0,78	0,60	0,66
02	0,79	0,54	0,69	0,67	0,33	0,45
03	0,76	0,88	0,72	0,71	0,59	0,71
04	0,72	0,73	0,77	0,74	0,53	0,70
05	0,73	0,69	0,78	0,72	0,46	0,58
0670	0,66	0,74	0,71	0,71	0,47	0,65

Tabelle 3b:

1-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Beurteilung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6	7
Monat	G _s (t)	(F2.1.1.cG)	(F2.1.1.dG)	(F2.2.1.bG)	(F2.1.2.bII)	(F2.1.2.bIII)
0770	0,65	0,58	0,67	0,72	0,36	0,26
08	0,54	0,65	0,64	0,62	0,27	0,42
09	0,56	0,49	0,56	0,56	0,12	0,42
10	0,47	0,59	0,55	0,51	0,35	0,50
11	0,52	0,38	0,49	0,50	0,11	0,27
1270	0,50	0,51	0,43	0,51	0,16	0,35
0171	0,43	0,47	0,44	0,49	0,11	0,39
02	0,31	0,47	0,49	0,49	0,03	0,34
03	0,28	0,25	0,36	0,41	0,00	0,29
04	0,24	0,19	0,26	0,29	-0,20	0,03
05	0,04	0,20	0,18	0,31	-0,34	0,04
06	-0,01	-0,10	0,06	0,15	-0,51	-0,21
07	-0,01	-0,01	-0,08	0,09	-0,45	-0,07
08	-0,24	-0,03	-0,11	0,05	-0,49	-0,18
09	-0,28	-0,39	-0,15	-0,09	-0,58	-0,47
10	-0,59	-0,31	-0,32	-0,28	-0,71	-0,50
11	-0,52	-0,75	-0,55	-0,46	-0,85	-0,75
1271	-0,46	-0,51	-0,63	-0,51	-0,77	-0,60
0172	-0,69	-0,45	-0,62	-0,48	-0,76	-0,54
02	-0,61	-0,79	-0,58	-0,52	-0,82	-0,67
03	-0,61	-0,51	-0,64	-0,57	-0,72	-0,52
04	-0,66	-0,61	-0,66	-0,57	-0,64	-0,45
05	-0,55	-0,74	-0,60	-0,61	-0,70	-0,51
06	-0,53	-0,52	-0,66	-0,58	-0,51	-0,48
07	-0,47	-0,51	-0,58	-0,55	-0,42	-0,37
08	-0,57	-0,37	-0,45	-0,53	-0,18	-0,18
09	-0,63	-0,64	-0,50	-0,55	-0,46	-0,55
10	-0,64	-0,73	-0,63	-0,55	-0,47	-0,64
11	-0,58	-0,63	-0,69	-0,57	-0,33	-0,46
1272	-0,29	-0,43	-0,62	-0,59	-0,13	-0,26
0173	-0,21	-0,22	-0,38	-0,54	0,06	-0,06
02	-0,23	-0,16	-0,14	-0,25	0,02	-0,03
03	-0,19	-0,22	-0,12	-0,22	0,02	-0,12
04	-0,08	-0,09	-0,15	-0,21	0,16	-0,03
05	0,06	-0,11	-0,12	-0,17	0,08	-0,11
06	0,08	0,20	0,06	-0,10	0,18	-0,13
07	0,07	0,11	0,17	0,05	-0,27	-0,05
08	-0,03	-0,05	0,13	0,09	-0,38	-0,22
09	-0,03	-0,12	-0,02	0,01	-0,34	-0,16
10	-0,18	-0,04	-0,10	0,02	-0,26	-0,17
11	-0,25	-0,23	-0,14	-0,05	-0,40	-0,31
1273	-0,16	-0,31	-0,25	-0,25	-0,54	-0,49
0174	-0,11	-0,09	-0,26	-0,17	-0,53	-0,20
02	-0,17	-0,10	-0,14	-0,15	-0,28	-0,13
03	-0,14	-0,15	-0,11	-0,16	-0,30	-0,16
04	-0,11	-0,16	-0,12	-0,14	-0,29	-0,20
05	-0,07	-0,13	-0,14	-0,11	-0,37	-0,33
0674	-0,07	-0,02	-0,09	-0,11	-0,23	-0,12

Tabelle 4a:

2-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Beurteilung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6
Monat	G _s (t)	(F2.1.1.eG)	(F2.1.1.fG)	(F2.1.2.cII)	(F2.1.2.cIII)
o766	o,06				
o8	-o,02				
o9	-o,11				
1o	-o,17	-o,15		-o,11	-o,1o
11	-o,15	-o,07		-o,29	-o,12
1266	-o,12	-o,28	-o,2o	-o,4o	-o,36
o167	-o,28	-o,22	-o,21	-o,47	-o,29
o2	-o,19	o,06	-o,17	-o,34	-o,1o
o3	-o,23	-o,35	-o,17	-o,38	-o,04
o4	-o,32	-o,17	-o,23	-o,19	-o,07
o5	-o,42	-o,28	-o,27	-o,29	-o,09
o6	-o,38	-o,37	-o,28	-o,42	-o,38
o7	-o,4o	-o,51	-o,37	-o,35	-o,01
o8	-o,29	-o,31	-o,4o	-o,25	-o,38
o9	-o,32	-o,4o	-o,38	-o,42	-o,2o
1o	-o,13	-o,16	-o,29	-o,25	o,07
11	-o,13	-o,37	-o,28	o,04	-o,14
1267	-o,14	o,19	-o,08	o,15	-o,02
o168	-o,11	-o,07	-o,01	-o,29	-o,1o
o2	-o,13	-o,25	o,01	-o,28	-o,06
o3	-o,04	-o,17	-o,15	-o,28	-o,05
o4	-o,09	-o,08	-o,16	o,02	-o,01
o5	o,07	o,05	-o,09	o,21	o,18
o6	o,28	-o,16	-o,02	o,04	o,0o
o7	o,46	o,19	o,04	o,35	o,26
o8	o,38	o,42	o,21	o,5o	o,35
o9	o,46	o,71	o,55	o,61	o,39
1o	o,44	o,29	o,55	o,45	o,38
11	o,52	o,59	o,52	o,59	o,41
1268	o,62	o,41	o,42	o,49	o,34
o169	o,59	o,56	o,5o	o,42	o,3o
o2	o,59	o,72	o,57	o,52	o,56
o3	o,8o	o,62	o,67	o,63	o,58
o4	o,77	o,57	o,63	o,6o	o,45
o5	o,82	o,92	o,73	o,82	o,64
o6	o,78	o,68	o,78	o,74	o,58
o7	o,85	o,84	o,89	o,78	o,64
o8	o,85	o,78	o,78	o,74	o,63
o9	o,88	o,88	o,83	o,65	o,63
1o	o,86	o,82	o,84	o,64	o,56
11	o,82	o,86	o,87	o,51	o,58
1269	o,75	o,93	o,87	o,59	o,82
o17o	o,65	o,76	o,85	o,45	o,54
o2	o,79	o,8o	o,82	o,56	o,62
o3	o,76	o,46	o,68	o,24	o,35
o4	o,72	o,93	o,74	o,59	o,74
o5	o,73	o,7o	o,76	o,47	o,68
o67o	o,66	o,68	o,78	o,41	o,52

Tabelle 4b:

2-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Beurteilung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6
Monat	G _s (t)	(F2.1.1.eG)	(F2.1.1.fG)	(F2.1.2.cII)	(F2.1.2.cIII)
0770	0,65	0,75	0,70	0,44	0,63
08	0,54	0,55	0,66	0,31	0,14
09	0,56	0,65	0,64	0,24	0,38
10	0,47	0,44	0,54	0,05	0,35
11	0,52	0,59	0,55	0,32	0,49
1270	0,50	0,32	0,45	0,06	0,21
0171	0,43	0,51	0,42	0,14	0,31
02	0,31	0,44	0,42	0,07	0,35
03	0,28	0,46	0,49	0,02	0,32
04	0,24	0,17	0,32	-0,01	0,26
05	0,04	0,16	0,23	-0,32	-0,08
06	-0,01	0,16	0,17	-0,51	-0,04
07	-0,01	0,35	0,00	-0,68	-0,36
08	-0,24	-0,03	-0,12	-0,55	-0,10
09	-0,28	-0,04	-0,15	-0,58	-0,24
10	-0,59	-0,49	-0,18	-0,72	-0,57
11	-0,52	-0,33	-0,35	-0,81	-0,58
1271	-0,46	-0,85	-0,62	-0,92	-0,85
0172	-0,69	-0,50	-0,64	-0,80	-0,60
02	-0,61	-0,43	-0,64	-0,80	-0,54
03	-0,61	-0,84	-0,60	-0,86	-0,70
04	-0,66	-0,45	-0,63	-0,71	-0,48
05	-0,55	-0,63	-0,67	-0,66	-0,41
06	-0,53	-0,78	-0,60	-0,72	-0,50
07	-0,47	-0,45	-0,66	-0,49	-0,43
08	-0,57	-0,50	-0,58	-0,38	-0,31
09	-0,63	-0,34	-0,41	-0,09	-0,07
10	-0,64	-0,69	-0,50	-0,46	-0,57
11	-0,58	-0,76	-0,64	-0,45	-0,67
1272	-0,29	-0,63	-0,71	-0,28	-0,39
0173	-0,21	-0,36	-0,60	0,03	-0,12
02	-0,23	-0,13	-0,32	0,19	0,11
03	-0,19	-0,11	-0,07	0,08	0,05
04	-0,08	-0,23	-0,08	0,06	-0,11
05	0,06	-0,07	-0,13	0,21	0,01
06	0,08	-0,09	-0,11	0,15	-0,08
07	0,07	0,30	0,10	0,24	-0,13
08	-0,03	0,14	0,22	-0,36	-0,09
09	-0,03	-0,09	0,14	-0,51	-0,30
10	-0,18	-0,04	-0,06	-0,48	-0,22
11	-0,25	-0,03	-0,14	-0,30	-0,20
1273	-0,16	-0,27	-0,18	-0,50	-0,36
0174	-0,11	-0,34	-0,27	-0,64	-0,58
02	-0,17	-0,03	-0,26	-0,61	-0,18
03	-0,14	-0,08	-0,14	-0,30	-0,13
04	-0,11	-0,12	-0,10	-0,34	-0,15
05	-0,07	-0,18	-0,12	-0,35	-0,21
0674	-0,07	-0,14	-0,14	-0,44	-0,38

Tabelle 5a:

3-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Beurteilung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6	7
Monat	G _s (t)	(F2.1.1.gG)	(F2.1.1.hG)	(F2.1.2.dII)	(F2.1.2.dIII)	(F 2. 3. d)
o766	o,06					
o8	-o,02					
o9	-o,11					
1o	-o,17					
11	-o,15	-o,19		-o,13	-o,12	
1266	-o,12	-o,07		-o,33	-o,13	
o167	-o,28	-o,31	-o,22	-o,48	-o,41	
o2	-o,19	-o,23	-o,21	-o,54	-o,3o	
o3	-o,23	o,03	-o,17	-o,37	-o,1o	-o,17
o4	-o,32	-o,4o	-o,17	-o,42	-o,03	-o,12
o5	-o,42	-o,15	-o,22	-o,17	-o,05	-o,15
o6	-o,38	-o,3o	-o,28	-o,31	-o,08	-o,15
o7	-o,4o	-o,39	-o,3o	-o,45	-o,39	-o,27
o8	-o,29	-o,55	-o,38	-o,36	o,01	-o,24
o9	-o,32	-o,29	-o,39	-o,23	-o,37	-o,38
1o	-o,13	-o,41	-o,38	-o,41	-o,2o	-o,28
11	-o,13	-o,13	-o,27	-o,23	o,11	-o,1o
1267	-o,14	-o,38	-o,28	o,12	-o,12	-o,19
o168	-o,11	o,29	-o,04	o,2o	o,01	-o,18
o2	-o,13	-o,05	o,01	-o,31	-o,09	-o,17
o3	-o,04	-o,27	o,05	-o,31	-o,03	-o,09
o4	-o,09	-o,18	-o,15	-o,3o	-o,04	-o,06
o5	o,07	-o,06	-o,17	o,05	o,oo	-o,04
o6	o,28	o,06	-o,08	o,26	o,22	o,06
o7	o,46	-o,17	-o,02	o,06	o,oo	o,19
o8	o,38	o,26	o,06	o,43	o,34	o,13
o9	o,46	o,49	o,22	o,57	o,38	o,2o
1o	o,44	o,78	o,59	o,66	o,4o	o,42
11	o,52	o,28	o,56	o,43	o,36	o,42
1268	o,62	o,63	o,54	o,64	o,4o	o,35
o169	o,59	o,4o	o,42	o,5o	o,32	o,39
o2	o,59	o,58	o,51	o,42	o,31	o,38
o3	o,8o	o,75	o,58	o,53	o,57	o,51
o4	o,77	o,62	o,68	o,63	o,57	o,49
o5	o,82	o,57	o,65	o,6o	o,44	o,55
o6	o,78	o,93	o,74	o,83	o,64	o,58
o7	o,85	o,63	o,78	o,73	o,55	o,65
o8	o,85	o,85	o,87	o,78	o,6o	o,67
o9	o,88	o,76	o,77	o,73	o,6o	o,71
1o	o,86	o,9o	o,84	o,63	o,59	o,86
11	o,82	o,82	o,83	o,61	o,5o	o,66
1269	o,75	o,86	o,88	o,45	o,52	o,82
o17o	o,65	o,94	o,87	o,55	o,81	o,47
o2	o,79	o,76	o,85	o,41	o,48	o,55
o3	o,76	o,8o	o,81	o,55	o,58	o,68
o4	o,72	o,39	o,67	o,19	o,29	o,45
o5	o,73	o,95	o,75	o,57	o,78	o,53
o67o	o,66	o,67	o,76	o,44	o,65	o,63

Tabelle 5b:

3-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Beurteilung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6	7
Monat	G _s (t)	(F2.1.1.gG)	(F2.1.1.hG)	(F2.1.2.dII)	(F2.1.2.dIII)	(F 2. 3. d)
077o	0,65	0,67	0,78	0,36	0,48	0,60
08	0,54	0,75	0,70	0,43	0,60	0,66
09	0,56	0,54	0,65	0,29	0,07	0,44
10	0,47	0,65	0,64	0,22	0,35	0,39
11	0,52	0,38	0,52	0,01	0,31	0,38
127o	0,50	0,61	0,56	0,21	0,48	0,21
0171	0,43	0,29	0,44	0,04	0,17	0,41
02	0,31	0,52	0,42	0,14	0,28	0,30
03	0,28	0,42	0,40	0,04	0,32	0,32
04	0,24	0,46	0,49	0,02	0,32	0,24
05	0,04	0,12	0,30	0,01	0,26	0,25
06	-0,01	0,12	0,21	-0,38	-0,14	0,02
07	-0,01	0,13	0,15	-0,62	-0,10	-0,09
08	-0,24	0,45	-0,04	-0,80	-0,45	-0,05
09	-0,28	-0,03	-0,15	-0,62	-0,12	-0,05
10	-0,59	-0,04	-0,18	-0,62	-0,29	-0,26
11	-0,52	-0,58	-0,21	-0,81	-0,64	-0,39
1271	-0,46	-0,34	-0,36	-0,88	-0,62	-0,51
0172	-0,69	-0,90	-0,69	-0,97	-0,91	-0,69
02	-0,61	-0,48	-0,65	-0,81	-0,59	-0,68
03	-0,61	-0,43	-0,65	-0,82	-0,54	-0,58
04	-0,66	-0,87	-0,62	-0,88	-0,72	-0,58
05	-0,55	-0,40	-0,62	-0,71	-0,44	-0,56
06	-0,53	-0,62	-0,67	-0,66	-0,40	-0,51
07	-0,47	-0,80	-0,60	-0,73	-0,50	-0,37
08	-0,57	-0,38	-0,67	-0,49	-0,40	-0,53
09	-0,63	-0,49	-0,58	-0,36	-0,25	-0,34
10	-0,64	-0,32	-0,40	-0,03	0,05	-0,33
11	-0,58	-0,72	-0,50	-0,44	-0,60	-0,49
1272	-0,29	-0,79	-0,65	-0,43	-0,67	-0,54
0173	-0,21	-0,63	-0,72	-0,27	-0,34	-0,48
02	-0,23	-0,27	-0,59	0,12	0,00	-0,14
03	-0,19	-0,09	-0,28	0,24	0,23	-0,19
04	-0,08	-0,08	-0,04	0,11	0,12	-0,04
05	0,06	-0,24	-0,06	0,08	-0,08	-0,04
06	0,08	-0,05	-0,10	0,24	0,03	0,00
07	0,07	-0,07	-0,09	0,19	-0,05	0,01
08	-0,03	0,37	0,13	0,29	-0,14	-0,15
09	-0,03	0,16	0,25	-0,44	-0,10	-0,14
10	-0,18	-0,14	0,16	-0,60	-0,35	-0,09
11	-0,25	-0,25	-0,09	-0,58	-0,25	-0,01
1273	-0,16	-0,01	-0,17	-0,34	-0,21	-0,12
0174	-0,11	-0,29	-0,21	-0,56	-0,40	-0,21
02	-0,17	-0,38	-0,29	-0,69	-0,63	-0,45
03	-0,14	0,01	-0,26	-0,63	-0,17	-0,26
04	-0,11	-0,08	-0,12	-0,33	-0,12	-0,20
05	-0,07	-0,11	-0,09	-0,38	-0,15	-0,19
0674	-0,07	-0,18	-0,12	-0,39	-0,22	-0,16

Tabelle 6a:

1-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Beurteilung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6	7
Monat	G _{s(t)}	(F2.2.1.aG)	(F 2. 3. a)	(F 2.2.2.a)	(F 2. 3. b)	(F 2.2.2.b)
o766	o,06					
o8	-o,02					
o9	-o,11					
1o	-o,17					
11	-o,15					
1266	-o,12					
o167	-o,28	-o,16	-o,16	-o,11	-o,16	-o,19
o2	-o,19	-o,21	-o,19	-o,19	-o,12	-o,18
o3	-o,23	-o,22	-o,17	-o,2o	-o,17	-o,21
o4	-o,32	-o,15	-o,19	-o,23	-o,16	-o,14
o5	-o,42	-o,23	-o,3o	-o,25	-o,27	-o,22
o6	-o,38	-o,32	-o,32	-o,29	-o,26	-o,28
o7	-o,4o	-o,35	-o,38	-o,21	-o,38	-o,25
o8	-o,29	-o,4o	-o,31	-o,23	-o,28	-o,28
o9	-o,32	-o,41	-o,14	-o,44	-o,15	-o,52
1o	-o,13	-o,36	-o,28	-o,3o	-o,23	-o,28
11	-o,13	-o,13	-o,16	-o,16	-o,23	-o,2o
1267	-o,14	-o,12	-o,15	-o,15	-o,15	-o,16
o168	-o,11	-o,11	-o,13	-o,19	-o,1o	-o,12
o2	-o,13	-o,13	-o,08	-o,12	-o,08	-o,12
o3	-o,04	-o,12	-o,08	-o,1o	-o,06	-o,1o
o4	-o,09	-o,08	o,02	-o,05	o,02	-o,08
o5	o,07	-o,1o	o,02	-o,08	o,13	-o,07
o6	o,28	-o,03	o,11	o,12	o,04	o,05
o7	o,46	o,33	o,26	o,29	o,15	o,16
o8	o,38	o,52	o,41	o,38	o,37	o,32
o9	o,46	o,41	o,39	o,35	o,43	o,31
1o	o,44	o,47	o,43	o,27	o,36	o,33
11	o,52	o,44	o,41	o,42	o,39	o,41
1268	o,62	o,41	o,44	o,47	o,38	o,41
o169	o,59	o,62	o,6o	o,58	o,51	o,47
o2	o,59	o,59	o,57	o,53	o,52	o,51
o3	o,8o	o,59	o,55	o,53	o,55	o,51
o4	o,77	o,79	o,75	o,74	o,48	o,61
o5	o,82	o,74	o,7o	o,69	o,67	o,65
o6	o,78	o,8o	o,76	o,7o	o,7o	o,67
o7	o,85	o,78	o,74	o,72	o,73	o,7o
o8	o,85	o,8o	o,84	o,75	o,83	o,73
o9	o,88	o,8o	o,77	o,83	o,74	o,8o
1o	o,86	o,83	o,85	o,74	o,82	o,64
11	o,82	o,83	o,72	o,84	o,63	o,87
1269	o,75	o,83	o,73	o,79	o,68	o,85
o17o	o,65	o,71	o,69	o,68	o,75	o,72
o2	o,79	o,6o	o,55	o,58	o,58	o,65
o3	o,76	o,75	o,74	o,73	o,59	o,57
o4	o,72	o,74	o,71	o,69	o,7o	o,67
o5	o,73	o,72	o,66	o,67	o,68	o,72
o67o	o,66	o,72	o,7o	o,57	o,68	o,53

Tabelle 6b:

1-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Beurteilung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6	7
Monat	G _s (t)	(F2.2.1.aG)	(F 2. 3. a)	(F 2.2.2.a)	(F 2. 3. b)	(F 2.2.2.b)
0770	0,65	0,73	0,54	0,62	0,53	0,72
08	0,54	0,62	0,54	0,60	0,50	0,58
09	0,56	0,49	0,45	0,50	0,50	0,56
10	0,47	0,53	0,48	0,50	0,38	0,50
11	0,52	0,45	0,37	0,39	0,47	0,40
1270	0,50	0,52	0,47	0,43	0,38	0,35
0171	0,43	0,51	0,41	0,38	0,41	0,37
02	0,31	0,48	0,36	0,37	0,35	0,38
03	0,28	0,37	0,27	0,29	0,32	0,35
04	0,24	0,26	0,20	0,25	0,15	0,27
05	0,04	0,26	0,16	0,19	0,07	0,15
06	-0,01	0,12	-0,04	-0,01	0,06	0,08
07	-0,01	0,05	-0,03	-0,08	-0,03	-0,10
08	-0,24	0,03	-0,09	-0,08	-0,16	-0,12
09	-0,28	-0,18	-0,33	-0,28	-0,25	-0,21
10	-0,59	-0,29	-0,39	-0,32	-0,42	-0,34
11	-0,52	-0,65	-0,67	-0,63	-0,53	-0,47
1271	-0,46	-0,50	-0,57	-0,57	-0,65	-0,65
0172	-0,69	-0,47	-0,51	-0,47	-0,56	-0,48
02	-0,61	-0,55	-0,65	-0,62	-0,56	-0,58
03	-0,61	-0,57	-0,60	-0,63	-0,56	-0,68
04	-0,66	-0,58	-0,54	-0,58	-0,53	-0,54
05	-0,55	-0,63	-0,57	-0,62	-0,47	-0,54
06	-0,53	-0,52	-0,52	-0,54	-0,56	-0,57
07	-0,47	-0,56	-0,46	-0,47	-0,43	-0,45
08	-0,57	-0,49	-0,43	-0,44	-0,42	-0,42
09	-0,63	-0,57	-0,55	-0,47	-0,48	-0,35
10	-0,64	-0,56	-0,61	-0,54	-0,55	-0,40
11	-0,58	-0,61	-0,58	-0,32	-0,54	-0,32
1272	-0,29	-0,58	-0,38	-0,05	-0,35	-0,12
0173	-0,21	-0,57	-0,22	-0,50	-0,36	-0,49
02	-0,23	-0,20	-0,14	-0,16	-0,15	-0,16
03	-0,19	-0,23	-0,18	-0,18	-0,10	-0,09
04	-0,08	-0,16	-0,12	-0,16	-0,09	-0,12
05	0,06	-0,14	-0,02	-0,03	-0,04	-0,02
06	0,08	-0,04	-0,13	-0,04	-0,15	-0,04
07	0,07	0,07	-0,06	0,04	-0,11	0,00
08	-0,03	0,09	-0,02	0,02	-0,05	-0,03
09	-0,03	0,01	-0,05	-0,06	0,01	0,01
10	-0,18	0,04	-0,05	-0,04	-0,09	-0,07
11	-0,25	-0,07	-0,22	-0,21	-0,14	-0,13
1273	-0,16	-0,27	-0,33	-0,34	-0,35	-0,35
0174	-0,11	-0,17	-0,19	-0,22	-0,26	-0,27
02	-0,17	-0,15	-0,15	-0,19	-0,20	-0,24
03	-0,14	-0,12	-0,16	-0,23	-0,17	-0,23
04	-0,11	-0,14	-0,15	-0,18	-0,17	-0,19
05	-0,07	-0,12	-0,17	-0,14	-0,17	-0,16
0674	-0,07	-0,10	-0,09	-0,15	-0,12	-0,16

Tabelle 7a:

2- und 3-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Beurteilung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6	7
Monat	G _s (t)	(F2.2.1.cG)	(F 2. 3. c)	(F 2.2.2.c)	(F 2. 3. d)	(F 2.2.2.d)
o766	o,06					
o8	-o,02					
o9	-o,11					
1o	-o,17					
11	-o,15					
1266	-o,12					
o167	-o,28					
o2	-o,19	-o,16	-o,17	-o,2o		
o3	-o,23	-o,21	-o,13	-o,18	-o,17	-o,23
o4	-o,32	-o,2o	-o,15	-o,19	-o,22	-o,18
o5	-o,42	-o,2o	-o,15	-o,13	-o,15	-o,19
o6	-o,38	-o,22	-o,27	-o,22	-o,15	-o,13
o7	-o,4o	-o,31	-o,26	-o,28	-o,27	-o,22
o8	-o,29	-o,33	-o,38	-o,26	-o,24	-o,27
o9	-o,32	-o,4o	-o,28	-o,26	-o,38	-o,26
1o	-o,13	-o,38	-o,11	-o,55	-o,28	-o,27
11	-o,13	-o,35	-o,21	-o,28	-o,1o	-o,58
1267	-o,14	-o,21	-o,21	-o,19	-o,19	-o,26
o168	-o,11	-o,12	-o,16	-o,19	-o,18	-o,19
o2	-o,13	-o,11	-o,09	-o,12	-o,17	-o,18
o3	-o,04	-o,13	-o,07	-o,13	-o,09	-o,12
o4	-o,09	-o,13	-o,06	-o,1o	-o,06	-o,13
o5	o,07	-o,1o	o,03	-o,07	-o,04	-o,1o
o6	o,28	-o,1o	o,16	-o,08	o,06	-o,06
o7	o,46	-o,03	o,09	o,11	o,19	-o,08
o8	o,38	o,25	o,18	o,19	o,13	o,18
o9	o,46	o,5o	o,4o	o,34	o,2o	o,22
1o	o,44	o,46	o,43	o,3o	o,42	o,34
11	o,52	o,47	o,35	o,32	o,42	o,3o
1268	o,62	o,45	o,39	o,4o	o,35	o,33
o169	o,59	o,43	o,38	o,41	o,39	o,39
o2	o,59	o,56	o,51	o,46	o,38	o,4o
o3	o,8o	o,61	o,51	o,49	o,51	o,45
o4	o,77	o,6o	o,55	o,51	o,49	o,49
o5	o,82	o,71	o,58	o,6o	o,55	o,51
o6	o,78	o,73	o,66	o,63	o,58	o,62
o7	o,85	o,76	o,69	o,65	o,65	o,62
o8	o,85	o,78	o,72	o,7o	o,67	o,65
o9	o,88	o,8o	o,84	o,74	o,71	o,68
1o	o,86	o,81	o,69	o,78	o,86	o,74
11	o,82	o,81	o,82	o,55	o,66	o,76
1269	o,75	o,83	o,55	o,87	o,82	o,46
o17o	o,65	o,83	o,62	o,83	o,47	o,87
o2	o,79	o,76	o,7o	o,69	o,55	o,83
o3	o,76	o,65	o,51	o,61	o,68	o,66
o4	o,72	o,72	o,55	o,54	o,45	o,59
o5	o,73	o,74	o,67	o,64	o,53	o,52
o67o	o,66	o,72	o,65	o,7o	o,63	o,61

Tabelle 7b:

2- und 3-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Beurteilung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6	7
Monat	G _s (t)	(F2.2.1.c.g)	(F 2. 3. c)	(F 2.2.2.c)	(F 2. 3. d)	(F 2.2.2.d)
o77o	o,65	o,71	o,67	o,49	o,6o	o,69
o8	o,54	o,72	o,48	o,74	o,66	o,45
o9	o,56	o,61	o,44	o,55	o,44	o,75
1o	o,47	o,53	o,43	o,53	o,39	o,52
11	o,52	o,51	o,28	o,49	o,38	o,51
127o	o,5o	o,48	o,44	o,36	o,21	o,49
o171	o,43	o,52	o,34	o,33	o,41	o,31
o2	o,31	o,49	o,36	o,32	o,3o	o,2o
o3	o,28	o,49	o,3o	o,36	o,32	o,29
o4	o,24	o,41	o,28	o,3o	o,24	o,33
o5	o,04	o,26	o,09	o,25	o,25	o,27
o6	-o,01	o,31	-o,01	o,11	o,02	o,23
o7	-o,01	o,12	-o,0o	o,03	-o,09	o,07
o8	-o,24	o,09	-o,05	-o,14	-o,05	-o,02
o9	-o,28	o,05	-o,21	-o,14	-o,05	-o,17
1o	-o,59	-o,1o	-o,33	-o,25	-o,26	-o,17
11	-o,52	-o,3o	-o,47	-o,38	-o,39	-o,28
1271	-o,46	-o,54	-o,61	-o,54	-o,49	-o,41
o172	-o,69	-o,5o	-o,67	-o,67	-o,69	-o,6o
o2	-o,61	-o,48	-o,57	-o,58	-o,68	-o,68
o3	-o,61	-o,52	-o,57	-o,57	-o,58	-o,48
o4	-o,66	-o,57	-o,56	-o,68	-o,58	-o,59
o5	-o,55	-o,57	-o,51	-o,5o	-o,56	-o,68
o6	-o,53	-o,61	-o,41	-o,49	-o,51	-o,46
o7	-o,47	-o,56	-o,55	-o,53	-o,37	-o,47
o8	-o,57	-o,55	-o,39	-o,41	-o,53	-o,51
o9	-o,63	-o,52	-o,38	-o,38	-o,34	-o,37
1o	-o,64	-o,55	-o,48	-o,31	-o,33	-o,33
11	-o,58	-o,55	-o,55	-o,35	-o,49	-o,29
1272	-o,29	-o,57	-o,55	-o,27	-o,54	-o,34
o173	-o,21	-o,58	-o,2o	-o,13	-o,48	-o,25
o2	-o,23	-o,54	-o,27	-o,48	-o,14	-o,12
o3	-o,19	-o,24	-o,09	-o,11	-o,19	-o,46
o4	-o,08	-o,22	-o,07	-o,03	-o,04	-o,07
o5	o,06	-o,21	-o,04	-o,1o	-o,04	o,0o
o6	o,08	-o,15	-o,01	o,01	o,0o	-o,07
o7	o,07	-o,11	-o,15	-o,05	o,01	o,03
o8	-o,03	o,04	-o,12	-o,02	-o,15	-o,07
o9	-o,03	o,1o	-o,07	-o,06	-o,14	-o,03
1o	-o,18	o,02	-o,01	-o,02	-o,09	-o,11
11	-o,25	o,02	-o,12	-o,09	-o,01	-o,04
1273	-o,16	-o,05	-o,18	-o,18	-o,12	-o,11
o174	-o,11	-o,27	-o,4o	-o,43	-o,21	-o,21
o2	-o,17	-o,17	-o,25	-o,28	-o,45	-o,5o
o3	-o,14	-o,17	-o,2o	-o,24	-o,26	-o,28
o4	-o,11	-o,15	-o,19	-o,24	-o,2o	-o,24
o5	-o,07	-o,15	-o,17	-o,19	-o,19	-o,24
o674	-o,07	-o,11	-o,19	-o,16	-o,16	-o,2o

Tabelle 8a:

1- Monatsprognosen des Saldos des Geschäftslage-Erwartung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6	7
Monat	E _s (t)	(F2.1.1.aE)	(F2.1.1.bE)	(F2.2.1.aE)	(F2.1.1.cE)	(F2.1.1.dE)
0766	0,03					
08	-0,01					
09	-0,14	-0,06			-0,08	
10	-0,23	-0,17			-0,15	
11	-0,36	-0,34	-0,24		-0,38	-0,22
1266	-0,28	-0,39	-0,36		-0,37	-0,32
0167	-0,04	-0,26	-0,31	-0,34	-0,27	-0,36
02	0,03	0,09	-0,12	-0,20	0,10	-0,20
03	0,09	0,08	0,04	-0,08	0,10	0,02
04	-0,17	0,11	0,12	0,09	0,10	0,11
05	0,06	-0,24	-0,09	-0,07	-0,20	0,00
06	-0,06	0,19	0,05	-0,01	0,19	0,00
07	-0,05	-0,16	-0,08	0,01	0,16	-0,09
08	0,15	-0,02	0,00	0,02	-0,01	0,01
09	0,27	0,26	0,10	-0,15	0,26	0,04
10	0,06	0,27	0,22	0,19	0,23	0,18
11	-0,02	0,02	0,12	0,11	0,03	0,16
1267	0,02	-0,06	0,02	0,00	-0,05	0,04
0168	0,06	0,05	0,00	0,14	0,06	-0,01
02	0,11	0,07	0,05	0,07	0,08	0,02
03	0,19	0,10	0,09	0,04	0,10	0,09
04	0,23	0,29	0,19	0,12	0,31	0,16
05	0,35	0,23	0,23	0,18	0,22	0,22
06	0,34	0,44	0,35	0,30	0,45	0,33
07	0,23	0,35	0,37	0,35	0,36	0,39
08	0,39	0,21	0,31	0,26	0,21	0,34
09	0,28	0,38	0,34	0,31	0,37	0,30
10	0,17	0,22	0,24	0,35	0,24	0,28
11	0,05	0,18	0,20	0,14	0,20	0,25
1268	0,13	-0,02	0,05	0,22	-0,02	0,11
0169	0,27	0,16	0,11	0,15	0,17	0,10
02	0,22	0,33	0,20	0,18	0,33	0,17
03	0,21	0,20	0,24	0,17	0,20	0,25
04	0,22	0,15	0,22	0,20	0,12	0,23
05	0,25	0,19	0,20	0,23	0,18	0,17
06	0,28	0,23	0,23	0,24	0,22	0,20
07	0,15	0,29	0,26	0,25	0,29	0,26
08	0,11	0,16	0,20	0,24	0,16	0,21
09	-0,09	0,07	0,11	0,12	0,07	0,13
10	-0,03	-0,18	-0,09	-0,08	-0,16	-0,02
11	-0,13	-0,01	-0,04	-0,04	-0,00	-0,06
1269	-0,08	-0,26	-0,15	-0,02	-0,31	-0,15
0170	-0,20	-0,06	-0,10	-0,06	-0,06	-0,11
02	-0,08	-0,26	-0,23	-0,11	-0,27	-0,23
03	-0,07	-0,04	-0,10	-0,13	-0,04	-0,12
04	-0,07	-0,05	-0,10	-0,12	-0,06	-0,10
05	-0,01	-0,04	-0,04	0,08	-0,03	-0,04
0670	-0,20	0,07	-0,00	-0,13	0,09	-0,01

Tabelle 8b:

1- Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Erwartung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6	7
Monat	$E_s(t)$	(F2.1.1.aE)	(F2.1.1.bE)	(F2.2.1.aE)	(F2.1.1.cE)	(F2.1.1.dE)
o77o	-0,32	-0,28	-0,14	-0,11	-0,30	-0,10
o8	-0,30	-0,34	-0,25	-0,32	-0,33	-0,22
o9	-0,18	-0,25	-0,32	-0,23	-0,24	-0,34
1o	-0,38	-0,12	-0,21	-0,19	-0,14	-0,24
11	-0,30	-0,48	-0,34	-0,27	-0,48	-0,24
127o	-0,33	-0,33	-0,33	-0,28	-0,37	-0,35
o171	-0,49	-0,34	-0,38	-0,29	-0,33	-0,40
o2	-0,46	-0,55	-0,48	-0,38	-0,55	-0,43
o3	-0,53	-0,40	-0,46	-0,42	-0,38	-0,49
o4	-0,63	-0,56	-0,55	-0,48	-0,57	-0,54
o5	-0,62	-0,74	-0,61	-0,64	-0,77	-0,58
o6	-0,57	-0,64	-0,68	-0,60	-0,67	-0,70
o7	-0,57	-0,47	-0,59	-0,57	-0,42	-0,61
o8	-0,65	-0,63	-0,58	-0,60	-0,66	-0,58
o9	-0,78	-0,72	-0,64	-0,60	-0,73	-0,61
1o	-0,85	-0,83	-0,79	-0,78	-0,83	-0,76
11	-0,83	-0,91	-0,85	-0,87	-0,92	-0,85
1271	-0,78	-0,81	-0,87	-0,82	-0,82	-0,89
o172	-0,65	-0,76	-0,80	-0,80	-0,76	-0,83
o2	-0,53	-0,55	-0,62	-0,78	-0,55	-0,67
o3	-0,32	-0,46	-0,49	-0,53	-0,46	-0,54
o4	-0,15	-0,22	-0,29	-0,26	-0,22	-0,34
o5	-0,10	-0,02	-0,10	-0,15	-0,00	-0,15
o6	0,04	-0,07	-0,05	-0,06	-0,05	-0,03
o7	0,23	0,10	0,07	0,07	0,09	0,04
o8	0,05	0,36	0,25	0,29	0,34	0,18
o9	0,01	0,06	0,08	0,05	-0,07	0,20
1o	0,05	-0,05	0,01	0,02	-0,08	0,04
11	0,25	0,08	-0,02	0,04	0,09	-0,07
1272	0,44	0,34	0,25	0,06	0,33	0,14
o173	0,45	0,56	0,48	0,32	0,57	0,42
o2	0,35	0,49	0,51	0,45	0,51	0,55
o3	0,29	0,31	0,39	0,35	0,31	0,47
o4	0,36	0,28	0,30	0,26	0,31	0,34
o5	-0,13	0,32	0,31	0,35	0,26	0,29
o6	-0,26	-0,29	-0,09	0,21	-0,30	0,07
o7	-0,43	-0,28	-0,24	-0,33	-0,27	-0,19
o8	-0,47	-0,50	-0,43	-0,49	-0,50	-0,41
o9	-0,44	-0,45	-0,45	-0,48	-0,43	-0,42
1o	-0,52	-0,47	-0,49	-0,46	-0,48	-0,48
11	-0,73	-0,47	-0,49	-0,50	-0,39	-0,47
1273	-0,59	-0,81	-0,68	-0,77	-0,80	-0,61
o174	-0,41	-0,55	-0,64	-0,58	-0,57	-0,69
o2	-0,34	-0,32	-0,49	-0,52	-0,31	-0,56
o3	-0,33	-0,30	-0,32	-0,45	-0,28	-0,34
o4	-0,45	-0,32	-0,29	-0,36	-0,32	-0,28
o5	-0,34	-0,49	-0,41	-0,41	-0,49	-0,37
o674	-0,30	-0,31	-0,36	-0,37	-0,32	-0,41

Tabelle 9a:

1- und 2-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Erwartung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6
Monat	E _{s(t)}	(F2.1.1.eE)	(F2.1.1.fE)	(F2.2.1.bE)	(F2.2.1.cE)
0766	0,03				
08	-0,01				
09	-0,14				
10	-0,23	-0,11			
11	-0,36	-0,16			
1266	-0,28	-0,43	-0,24		
0167	-0,04	-0,38	-0,34	-0,38	
02	0,03	-0,25	-0,36	-0,21	-0,39
03	0,09	0,15	-0,19	-0,14	-0,21
04	-0,17	0,12	0,03	0,05	-0,15
05	0,06	0,11	0,12	-0,04	0,08
06	-0,06	0,25	-0,01	-0,01	-0,06
07	-0,05	0,26	0,01	0,01	-0,01
08	0,15	-0,24	-0,10	-0,02	-0,02
09	0,27	0,15	0,02	-0,02	-0,02
10	0,06	0,32	0,06	0,16	-0,02
11	-0,02	0,25	0,19	0,11	0,16
1267	0,02	0,02	0,16	0,03	0,09
0168	0,06	-0,06	0,05	0,10	0,04
02	0,11	0,08	-0,02	0,07	0,10
03	0,19	0,10	0,03	0,03	0,07
04	0,23	0,10	0,10	0,09	0,03
05	0,35	0,34	0,18	0,16	0,09
06	0,34	0,23	0,22	0,32	0,16
07	0,23	0,49	0,36	0,35	0,34
08	0,39	0,34	0,39	0,28	0,36
09	0,28	0,20	0,35	0,31	0,28
10	0,17	0,37	0,31	0,33	0,31
11	0,05	0,20	0,25	0,20	0,30
1268	0,13	0,19	0,25	0,17	0,18
0169	0,27	-0,05	0,08	0,18	0,19
02	0,22	0,18	0,10	0,17	0,17
03	0,21	0,36	0,17	0,16	0,16
04	0,22	0,17	0,25	0,20	0,16
05	0,25	0,10	0,23	0,21	0,20
06	0,28	0,18	0,17	0,23	0,21
07	0,15	0,22	0,20	0,23	0,23
08	0,11	0,30	0,26	0,23	0,23
09	-0,09	0,17	0,21	0,15	0,23
10	-0,03	0,06	0,13	0,03	0,13
11	-0,13	-0,22	-0,05	-0,04	-0,00
1269	-0,08	0,01	-0,05	-0,03	-0,05
0170	-0,20	-0,37	-0,16	-0,06	-0,03
02	-0,08	-0,07	-0,12	-0,10	-0,06
03	-0,07	-0,31	-0,24	-0,12	-0,10
04	-0,07	-0,02	-0,11	-0,11	-0,12
05	-0,01	-0,04	-0,11	-0,09	-0,11
0670	-0,20	-0,03	-0,02	-0,10	-0,09

Tabelle 9b:

1- und 2-Monatsprognosen des Saldos der Geschäftslage-Erwartung (nicht-kumuliert)
nach den Methoden:

1	2	3	4	5	6
Monat	$E_s(t)$	(F2.1.1.eE)	(F2.1.1.fE)	(F2.2.1.bE)	(F2.2.1.cE)
o77o	-0,32	0,14	0,01	-0,08	-0,10
o8	-0,30	-0,30	-0,10	-0,32	-0,09
o9	-0,18	-0,34	-0,22	-0,26	-0,33
10	-0,38	-0,22	-0,34	-0,22	-0,25
11	-0,30	-0,10	-0,23	-0,27	-0,22
127o	-0,33	-0,57	-0,25	-0,30	-0,26
o171	-0,49	-0,38	-0,35	-0,30	-0,28
o2	-0,46	-0,34	-0,43	-0,34	-0,29
o3	-0,53	-0,60	-0,44	-0,43	-0,34
o4	-0,63	-0,34	-0,49	-0,46	-0,43
o5	-0,62	-0,59	-0,55	-0,59	-0,46
o6	-0,57	-0,82	-0,58	-0,60	-0,61
o7	-0,57	-0,67	-0,72	-0,59	-0,59
o8	-0,65	-0,36	-0,61	-0,59	-0,59
o9	-0,78	-0,70	-0,59	-0,60	-0,59
10	-0,85	-0,75	-0,63	-0,68	-0,61
11	-0,83	-0,85	-0,78	-0,79	-0,71
1271	-0,78	-0,94	-0,86	-0,85	-0,80
o172	-0,65	-0,80	-0,89	-0,81	-0,84
o2	-0,53	-0,75	-0,85	-0,77	-0,81
o3	-0,32	-0,46	-0,64	-0,60	-0,77
o4	-0,15	-0,40	-0,51	-0,41	-0,59
o5	-0,10	-0,18	-0,29	-0,17	-0,34
o6	0,04	0,39	-0,11	-0,03	-0,12
o7	0,23	-0,03	0,01	0,05	0,01
o8	0,05	0,13	0,08	0,20	0,09
o9	0,01	0,44	0,21	0,08	0,28
10	0,05	-0,14	0,18	0,04	0,06
11	0,25	-0,12	0,03	0,06	0,04
1272	0,44	0,10	-0,11	0,10	0,05
o173	0,45	0,40	0,16	0,22	0,11
o2	0,35	0,67	0,49	0,44	0,21
o3	0,29	0,52	0,59	0,38	0,43
o4	0,36	0,29	0,47	0,29	0,37
o5	-0,13	0,28	0,33	0,34	0,26
o6	-0,26	0,27	0,28	0,23	0,24
o7	-0,43	-0,35	0,01	-0,29	0,21
o8	-0,47	-0,30	-0,20	-0,44	-0,35
o9	-0,44	-0,52	-0,42	-0,55	-0,50
10	-0,52	-0,43	-0,43	-0,47	-0,60
11	-0,73	-0,48	-0,48	-0,48	-0,47
1273	-0,59	-0,37	-0,48	-0,63	-0,49
o174	-0,41	-0,85	-0,62	-0,59	-0,69
o2	-0,34	-0,53	-0,69	-0,52	-0,58
o3	-0,33	-0,29	-0,54	-0,50	-0,52
o4	-0,45	-0,26	-0,33	-0,39	-0,49
o5	-0,34	-0,32	-0,27	-0,37	-0,40
o674	-0,30	-0,50	-0,38	-0,38	-0,38

kumulierte KT-Salden der GLB [$S(t); t=0,1,\dots,95$] von 0766-0674

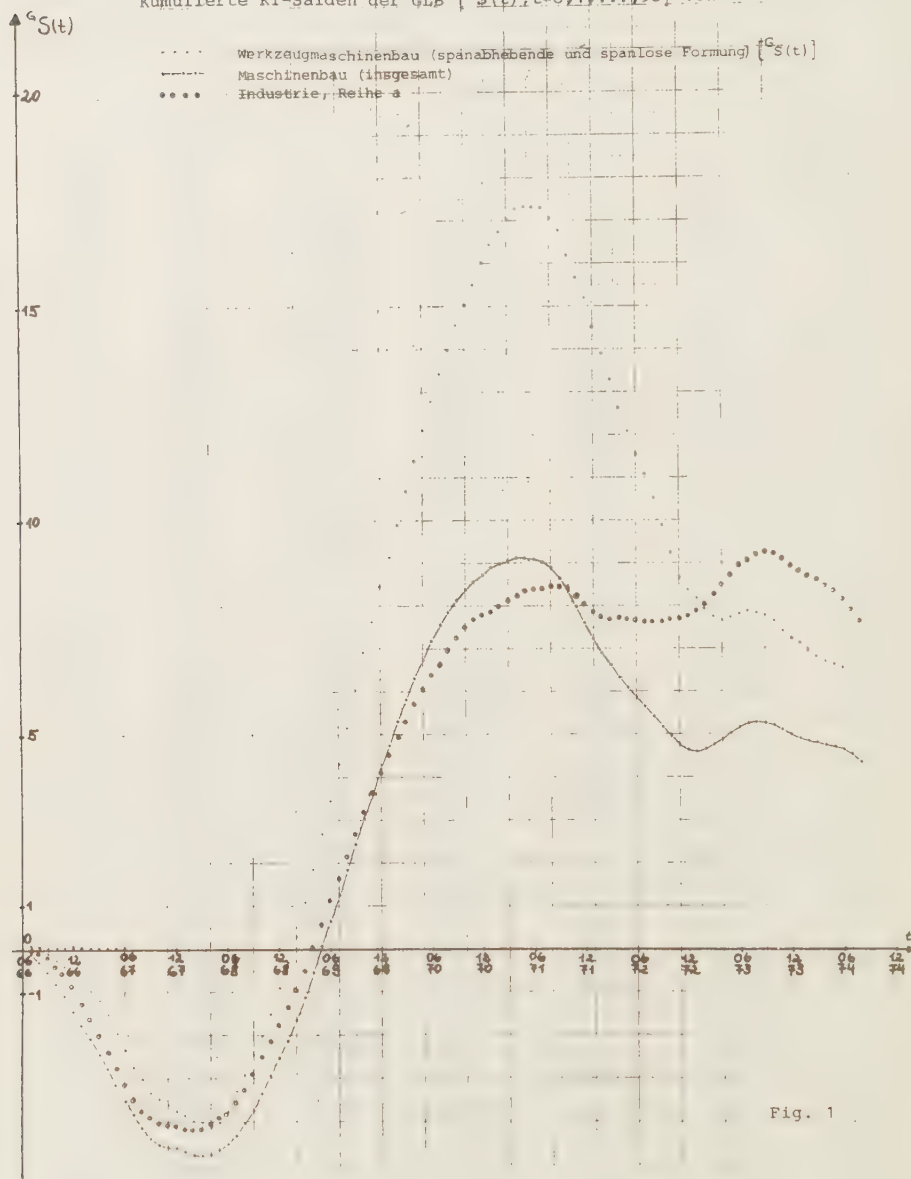


Fig. 1

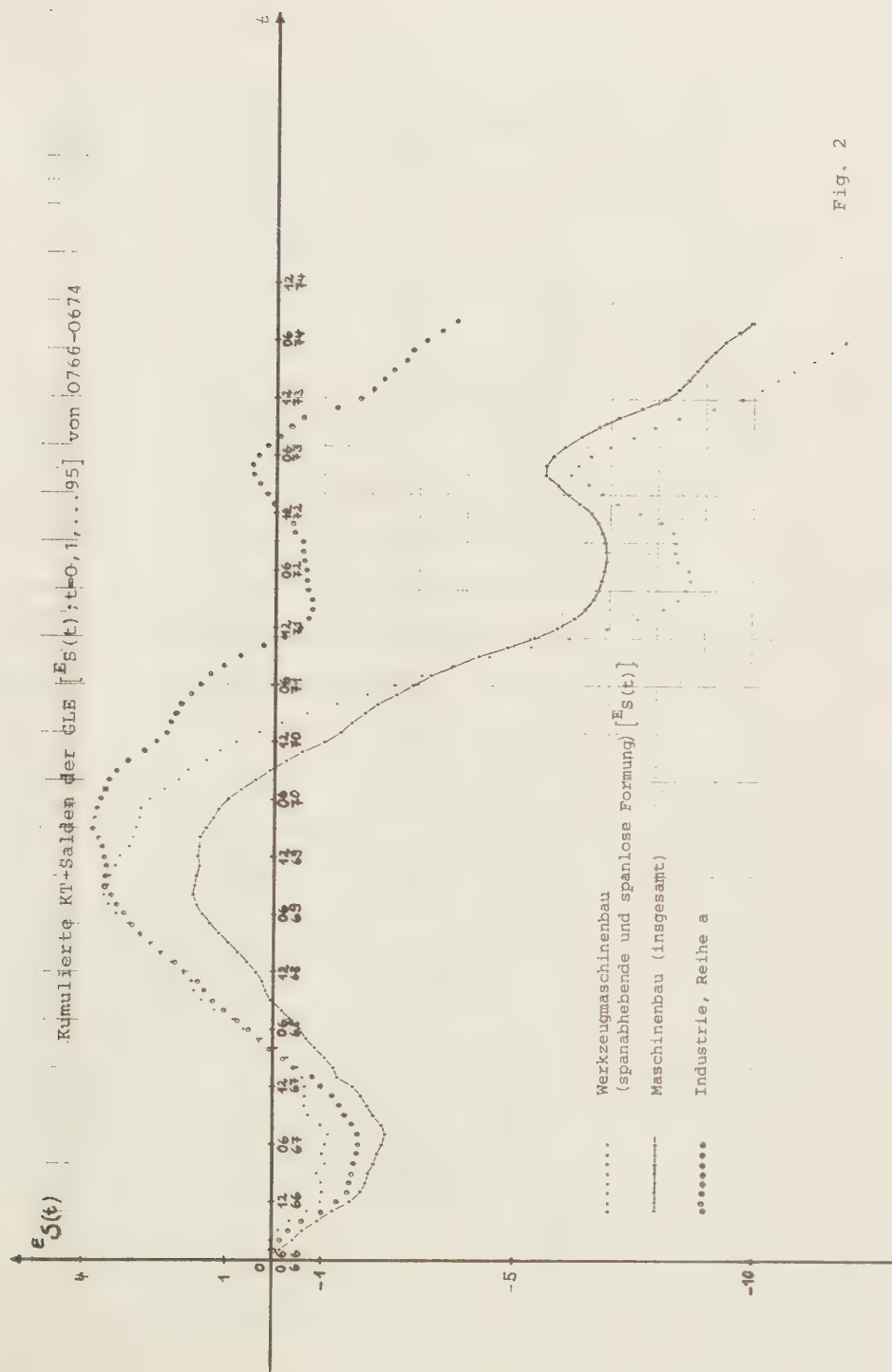


Fig. 2

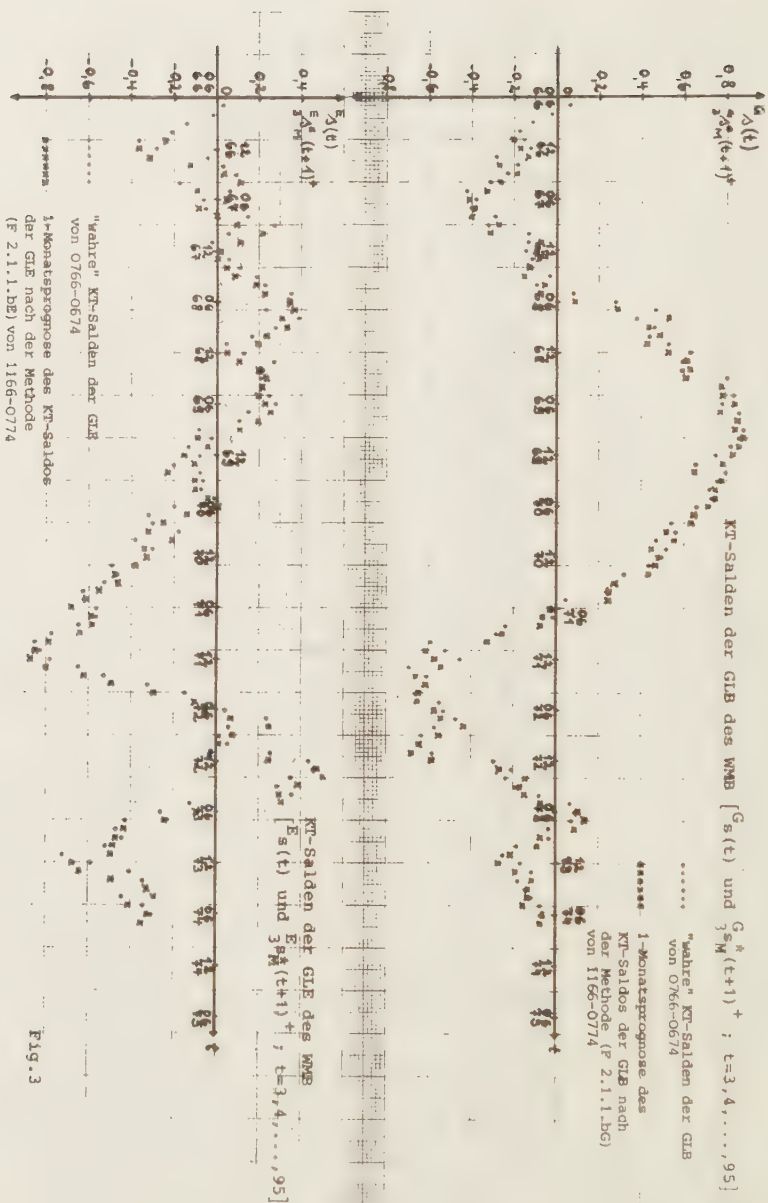
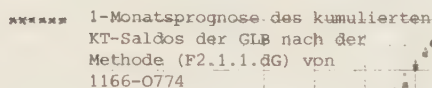
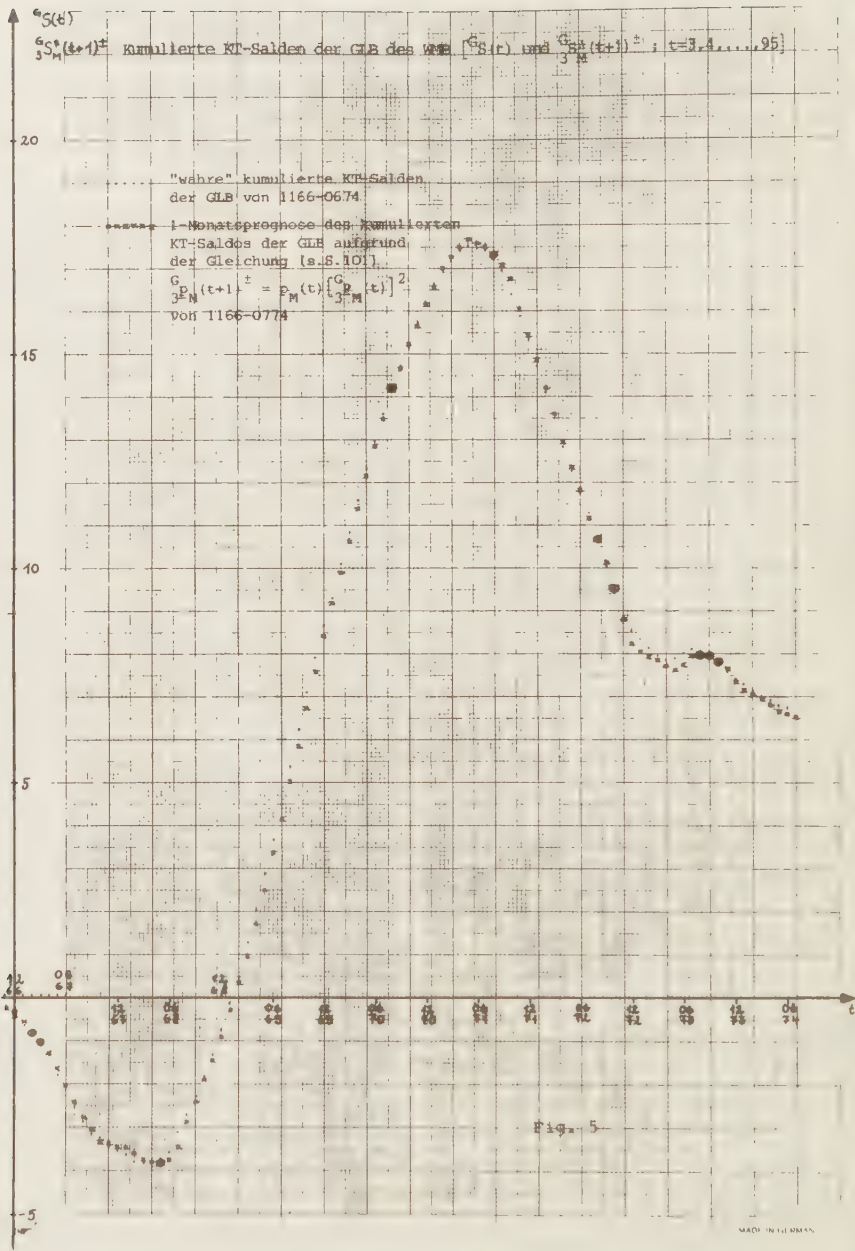


Fig. 3

$G_{3M}^{*n}(t+1)$ Kumulierte KT-Salden der GLB des WMB [$G_S(t)$ und $G_{3M}^{*n}(t+1)$; $t=3,4,\dots,95$]





Kumulierte KT-Salden der GLE des WMB [$E(t)$ und $E_M^*(t+1)$; $t=1,2,\dots,95$]



Fig. 6

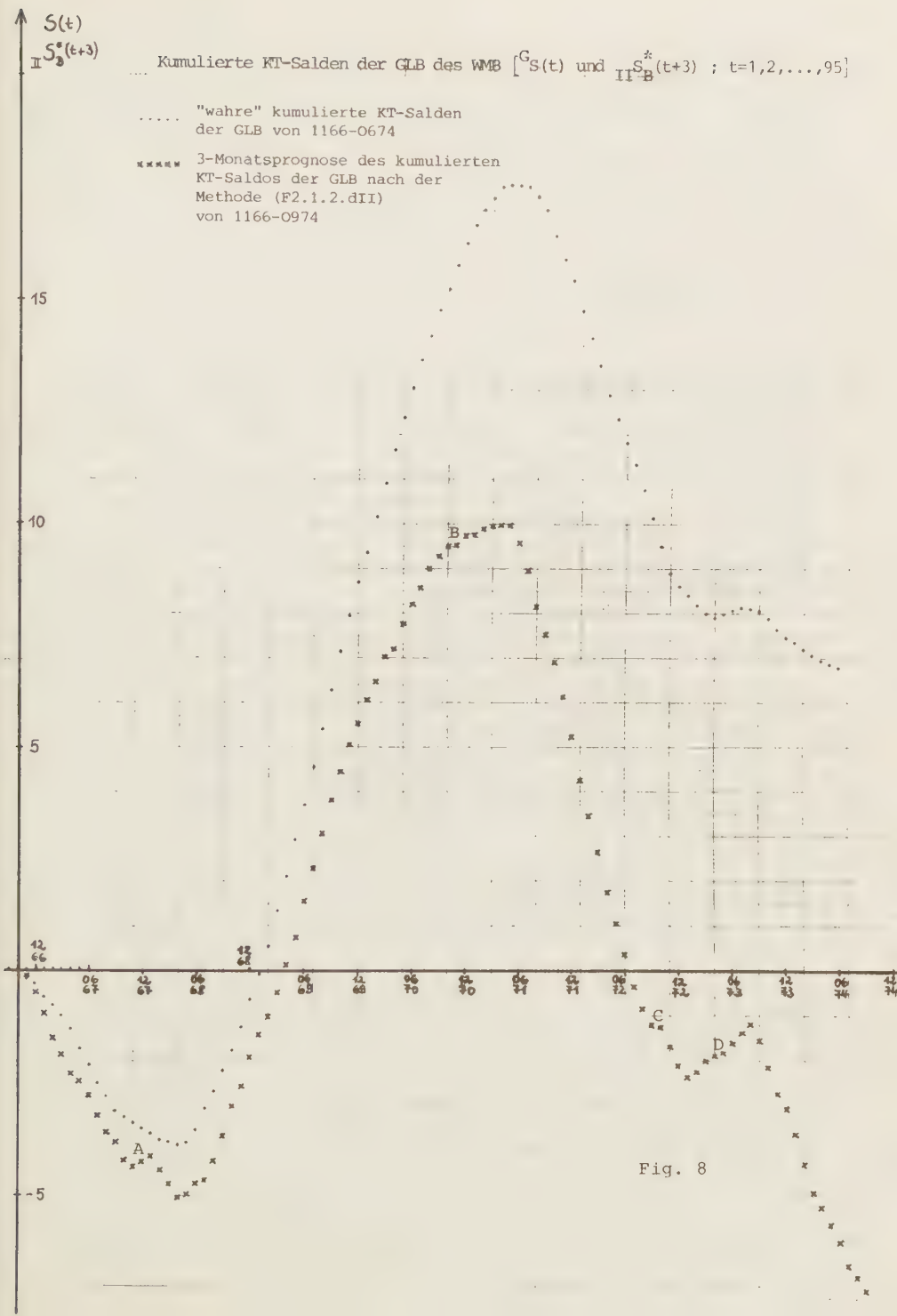
$\epsilon S(t)$
$$\frac{6}{11} S_D(t+3)$$

Kumulierte KT-Salden der GLB des WMB $\{G_S(t) \text{ und } \sum_{i=1}^n S_B^i(t+3) : t=1, 2, \dots, 95\}$

"wahre" kumulierte KT-Salden --
der GLB von 1166-0674
3-Monatsprognose des kumulierten
KT-Salds der GLB nach der
Methode (P2.1.2.dIII)
von 1166-0974



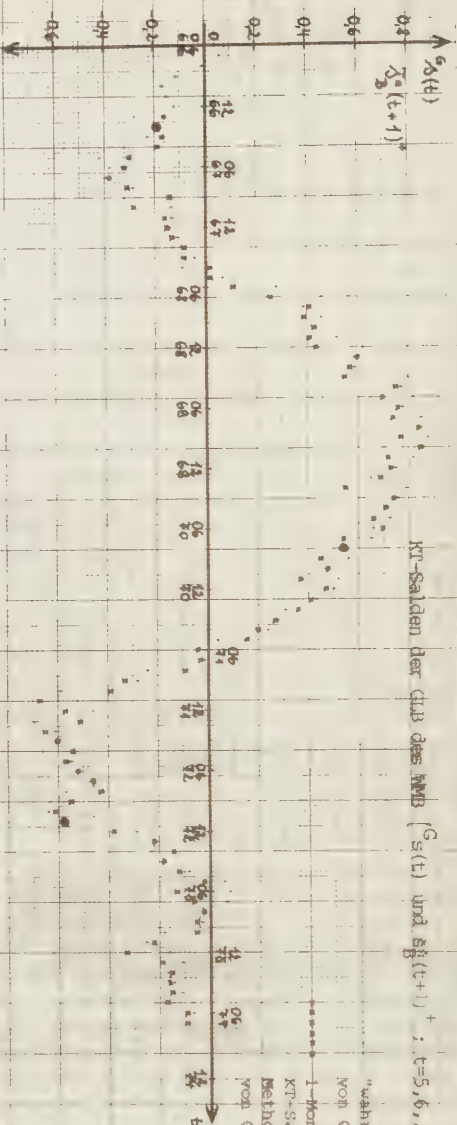
Fig. 7



KT-Salden der GLB des WMB ($G_s(t)$ und $g_s(t+1)$; $t=5,6,\dots,95$)

"wahre" KT-Salden der GLB
von 0766-0674

1-Monatprognose der
KT-Salden der GLB nach der
Methode (F. 2.3. a)
von 0167-0774



KT-Salden der GLB des WMB ($G_s(t)$ und $g_s(t+2)$; $t=5,6,\dots,95$)

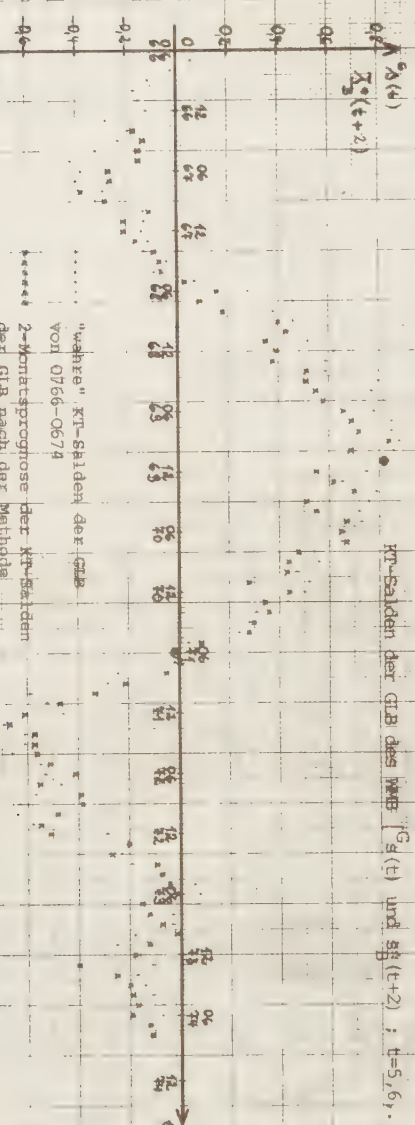
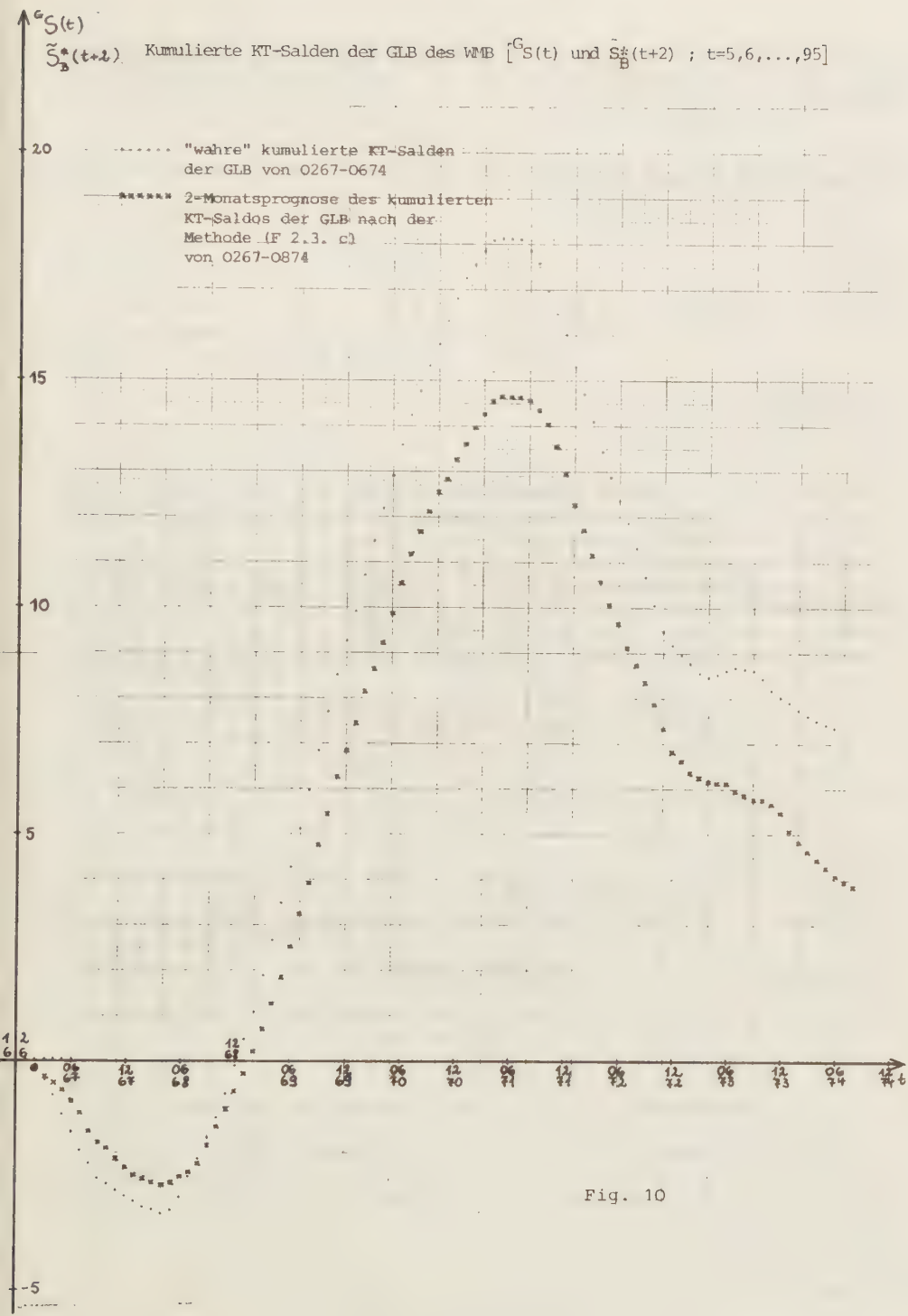


Fig. 9

"wahre" KT-Salden der GLB
von 0766-0674
2-Monatprognose der KT-Salden
der GLB nach der Methode
(F. 2.3. a) von 0267-0874





Konjunkturtest für die Industrie

Die Einzelergebnisse der Umfrage werden streng vertraulich behandelt!

Zutreffendes Kästchen bitte kennzeichnen

Betr.: Herstellung des Erzeugnisses

(nachstehend bezeichnet durch XY) →

Beurteilung und Entwicklung im Jan. 1974

- 1) Wir beurteilen unsere Geschäftslage für XY z. Z. als
- | | | | | |
|-----------------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| gut | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| befriedigend
bzw. saisonüblich | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| schlecht | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- 2) Unsere Produktionstätigkeit* bezüglich XY war gegenüber dem Vormonat
- | | | | | |
|-------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| lebhafter | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| unverändert | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| schwächer | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- 3) Unser Lager an unverkauften Fertigwaren von XY war im Berichtsmonat
- | | | | | |
|----------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| zu klein | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| ausreichend (saisonüblich) | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| zu groß | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| Lagerhaltung nicht üblich | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- 4) Unsere Auftragsseingänge (In- und Aus-land) für XY sind gegenüber dem Vormonat
- | | | | | |
|-----------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| gestiegen | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| gleichgeblieben | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| zurückgegangen | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- 5) Unser Auftragsbestand (In- und Aus-land) für XY ist z. Z.
- | | | | | |
|---------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| höher | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| etwa gleich groß | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| geringer | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| als am Ende des Vormonats | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- 6) Unseren Auftragsbestand (In- und Aus-land) für XY empfinden wir z. Z. als
- | | | | | |
|--|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| verhältnismäßig groß
(z. B. verlängerte Lieferzeiten) | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| ausreichend bzw. saisonüblich | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| zu klein | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- 7) Unsere Inlandsverkaufspreise (Nettopreise) für XY wurden – unter Berücksichtigung von Konditionsveränderungen – gegenüber dem Vormonat
- | | | | | |
|-----------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| erhöht | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| nicht verändert | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| gesenkt | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

Pläne und Erwartungen

- 8) Unsere Produktionstätigkeit* bezüglich XY wird voraussichtlich im Laufe der nächsten 3 Monate in konjunktureller Hinsicht – also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen
- | | | | | |
|---------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| steigen | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| etwa gleich bleiben | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| abnehmen | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- 9) Unsere Inlandsverkaufspreise (Nettopreise) für XY werden – unter Berücksichtigung von Konditionsveränderungen – voraussichtlich im Laufe der nächsten 3 Monate
- | | | | | |
|---------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| steigen | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| etwa gleich bleiben | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| fallen | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- 10) Der Umfang unseres Exportgeschäfts wird voraussichtlich in den nächsten 3 Monaten – unter Berücksichtigung der bisherigen Exportabschlüsse und der laufenden Auftragsverhandlungen –
- | | | | | |
|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| zunehmen | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| etwa gleich bleiben | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| abnehmen | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| wir exportieren XY nicht | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- 11) Unsere Geschäftslage für XY wird in den nächsten 6 Monaten in konjunktureller Hinsicht – also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen
- | | | | | |
|---------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| etwa gleich bleiben | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| etwa gleich bleiben | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| etwa ungünstiger | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- etwa günstiger
- | | | | | |
|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| ☐ | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|

*) Veränderungen, die lediglich auf übliche Betriebs-
ferien bzw. Urlaube und regelmäßig wiederkehrende
Reparaturen sowie eine unterschiedliche Monatslänge
zurückgehen, sind nicht zu berücksichtigen.

Sonderfragen

Bitte beantworten Sie die Fragen A) und A) gegebenenfalls nur im Hinblick auf den Fabrikationsablauf in den wichtigsten bzw. zentralen Betriebsabteilungen ohne Berücksichtigung vor- oder nachgeschalteter Nebenabteilungen.

- A) Im Januar 1974 betrug die Ausnutzung unserer Anlagen zur Herstellung von XY (betriebsübliche Vollaumnutzung = 100%)
- | | | | | | | | | | | | | |
|-----|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| bis | 30 | 40 | 50 | 60 | 70 | 75 | 80 | 85 | 90 | 95 | 100 | mehrmals 100% |
| | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- A2) Der oben genannte Ausnutzungsgrad war – verglichen mit einer normalen bzw. der in diesem Monat saisonübl. Beschäftigungslage –
- | | | | | |
|----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| höher als üblich | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| etwa normal | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| niedriger als üblich | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- B) Unsere Produktionstätigkeit bezüglich XY wird z. Z. behindert
- | | | | |
|----|--------------------------|------|--------------------------|
| ja | ☐ | nein | ☐ |
|----|--------------------------|------|--------------------------|

- B2) wenn ja, durch folgende Faktoren:
- | | |
|--|--------------------------|
| zu wenig Aufträge | ☐ |
| Mangel an Arbeitskräften | ☐ |
| Mangel an Rohstoffen bzw. Vormaterialien | ☐ |
| zu geringe techn. Kapazität | ☐ |

- C) Unter Berücksichtigung unseres derzeitigen Auftragsbestandes und des von uns in den nächsten 12 Monaten erwarteten Auftragsbestandes halten wir unsere derzeitige technische Kapazität für XY für
- | | | | | |
|----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| mehr als ausreichend | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| ausreichend | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| nicht ausreichend | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

- D) Beschäftigte
- Die Zahl der mit der Herstellung von XY beschäftigten Arbeitnehmer wird im Laufe der nächsten 3-4 Monate in konjunktureller Hinsicht – also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen –
- | | | | | |
|--------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| zunehmen | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| etwa gleichbleiben | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |
| abnehmen | ☐ | ☐ | ☐ | ☐ |

Bemerkungen:

(Evtl. Rückseite benutzen)



Konjunkturtest für den Einzelhandel

Die Einzelergebnisse der Umfrage werden streng vertraulich behandelt!

Zutreffendes Kästchen
 bitte kennzeichnen

Ihre Kenn-Nr. →
 (Im Schriftwechsel bitte angeben)

Branche: 13 **Eisenwaren u. Hausrat**

Fragen	Gesamt- entwicklung	Klein- eisenwaren	Werkzeuge und Bau- beschläge	Ofen und Herde	Haushalts- waren
--------	------------------------	----------------------	---------------------------------------	----------------------	---------------------

Beurteilung und Entwicklung im Berichtsmonat

1) Wir beurteilen unsere Geschäftslage zur Zeit als	gut befriedigend (bzw. saisonüblich) schlecht	☐	☐	☐	☐
2) Unser Umsatz war gegenüber dem gleichen Monat des Vorjahres	höher etwa gleich geringer	☐	☐	☐	☐
3) Unser Umsatz war gegenüber dem Vormonat	höher etwa gleich geringer	☐	☐	☐	☐
4) Wir beurteilen unsere Lagerbestände zur Zeit als	zu klein ausreichend (bzw. saisonüblich) zu groß	☐	☐	☐	☐
5) Unsere Verkaufspreise wurden gegenüber dem Vormonat	erhöht nicht verändert gesenkt	☐	☐	☐	☐

Erwartungen

6) Unsere Verkaufspreise werden voraussichtlich im Laufe der nächsten 3 Monate	steigen etwa gleichbleiben fallen	☐	☐	☐	☐
7) Unser Umsatz ist voraussichtlich im nächsten Monat gegenüber dem gleichen Monat des Vorjahres	höher etwa gleich niedriger	☐	☐	☐	☐
8) Unsere Geschäftsentwicklung wird in den nächsten 6 Monaten unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen	günstiger etwa gleich ungünstiger	☐	☐	☐	☐

Bemerkungen:

Konjunkturtest für das Bauhauptgewerbe

Bericht für Januar 1975

Die Einzelergebnisse der Umfrage werden streng vertraulich behandelt.

Bitte nur die auf Ihren Arbeitsbereich zutreffenden Spalten ausfüllen und die entsprechenden Kästchen kennzeichnen!

Berichtsmonat: **Januar 1975**

I. Bautätigkeit

1. **Wir haben** im Berichtsmonat arbeitstglich
mehr
etwa gleich viel
weniger
} gebaut als im Vormonat
2. Die **Ausfhrung der Auftrge**
 - a) war ohne besondere Schwierigkeiten mglich
 - b) war **nennenswert erschwert** durch
 - 1) Mangel an Arbeitskrften
 - 2) Materialknappheit
 - 3) ungnstige Wetterlage
 - 4) unzureichende Finanzierungsmittel
 - 5) andere Ursachen
3. **Wir werden** im Laufe der nchsten 3 Monate voraussichtlich
mehr
etwa gleich viel
weniger
} bauen als in der entsprechenden Vorjahreszeit

II. Bauaufträge

1. Unser wertmäßiger Bestand an Bauaufträgen ist am Ende dieses Monats
größer
etwa gleich
kleiner
als gegen Ende
des Vormonats
2. Unseren Auftragsbestand empfinden wir z. Z. als
verhältnismäßig groß
ausreichend bzw. saisonüblich
zu klein
3. Unsere Auftragsbestände entsprechen bei normalem
Saisonverlauf am Ende des Berichtsmonats einer durch-
schnittlichen Produktion von

III. Baupreise

1. Unsere **Baupreise** für neu hereingenommene Aufträge waren gegenüber dem Vormonat überwiegend
höher
unverändert
niedriger
2. Die auf dem Markt erzielbaren **Baupreise** werden im Laufe der nächsten 3 Monate voraussichtlich
steigen
etwa gleich bleiben
fallen

[illegible]

Bitte wenden!



Konjunkturtest

für den Garten- und Landschaftsbau

Die Einzelergebnisse der Umfrage werden streng vertraulich behandelt!

Zutreffendes Kästchen bitte kennzeichnen!

Ihre Kenn-Nr. →

(Im Schriftwechsel bitte angeben)

I. Bautätigkeit

1) In unserem Unternehmen verteilte sich die gesamte Tätigkeit im Berichtsmonat

- a) auf Neuanlagen zu ca. %
b) auf Pflege zu ca. %

100 %

2) Unsere Tätigkeit im Berichtsmonat war arbeitsmäßig gegenüber dem Vormonat

	bei Neuanlagen	Pflegeaufträgen
größer	☐	☐
etwa gleich	☐	☐
kleiner	☐	☐

3) Die Ausführung der Aufträge war

- a) ohne besondere Schwierigkeiten möglich ☐
b) nennenswert erschwert durch:
Mangel an Arbeitskräften ☐
Materialknappheit ☐
ungünstige Wetterlage ☐
unzureichd. Finanzierungsm. ☐
andere Ursachen ☐

II. Bauaufträge

1) Unser wertmäßiger Bestand an Bauaufträgen verteilt sich z. Zt. (geschätzt) auf

öffentl. bzw. halböffentl. Auftraggeber zu ca. %

Wohnungs- und Siedlungsgesellschaften zu ca. %

priv. Auftraggeber zu ca. %

100 %

2) Unser wertmäßiger Bestand an Bauaufträgen ist gegen Ende ds. Mts. im Vergleich zu Ende des Vormonats

	bei öffentl. bzw. halb-öffentl.	Wohnungs- bzw. Siedlungsgesellschaften	priv. vaten
größer	☐	☐	☐
etwa gleich	☐	☐	☐
kleiner	☐	☐	☐

3) Unseren Auftragsbestand empfinden wir z. Zt.

	bei öffentl. bzw. halb-öffentl.	Wohnungs- bzw. Siedlungsgesellschaften	priv. vaten
als verhältnismäßig groß	☐	☐	☐
ausreichend bzw. saisonübl. zu klein	☐	☐	☐

4) Unser gesamter Auftragsbestand entspricht bei normalem Saisonverlauf am Ende des Berichtsmonats einer durchschnittlichen Produktion von

Monaten

III. Baupreise

1) Unsere Baupreise für neu hereingekommene Aufträge waren gegenüber dem Vormonat überwiegend

höher	☐
unverändert	☐
niedriger	☐

2) Die auf dem Markt erzielbaren Baupreise werden im Laufe der nächsten 3 Monate voraussichtlich

steigen	☐
etwa gleich bleiben	☐
fallen	☐

IV. Geschäftslage

1) Wir beurteilen unsere derzeitige Geschäftslage als

gut	☐
befriedig. (bzw. saisonübl.)	☐
schlecht	☐

2) Unsere Geschäftslage wird in den nächsten 6 Monaten

eher günstiger	☐
etwa gleich bleiben	☐
eher ungünstiger	☐

V. Maschinen und Geräte

Die Ausnutzung unserer Geräte (betriebssübliche Vollaussnutzung = 100 %) betrug im Berichtsmonat durchschnittlich bis

30	40	50	60	70	75	80	85	90	95	100	mehr als 100 %
☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	u. zwar

VI. Arbeitskräfte

Die Zahl unserer Arbeitnehmer wird im Laufe der nächsten 3—4 Monate

	Fach-kräfte	unge-lern-te Arbeits-kräfte	davon Gast-arbeiter
zunehmen	☐	☐	☐
etwa gleich bleiben	☐	☐	☐
abnehmen	☐	☐	☐

[illegible]

Lebenslauf

- 1943 am 27. Mai : geboren in Kaufbeuren, Krs. Kaufbeuren,
Land Bayern
Vater: Maximilian Bauer, Friseurmeister
und Friseurgeschäftsinhaber in
Bad Wörishofen
Mutter: Kreszentia Bauer, geb. Lugauer
- 1949 im September : Eintritt in die Volksschule Bad Wörishofen
- 1953 im September : Eintritt in die sechs-klassige Mittelschule
des Kollegs der Schulbrüder, Illertissen
- 1959 im Juni : Erlangung der Mittleren Reife durch Ablegen
der Abschlußprüfung für sechs-klassige Mittel-
schulen am Kolleg der Schulbrüder, Illertissen
- 1959 im September : Eintritt in die sechste Klasse Oberrealschule
des Kollegs der Schulbrüder Illertissen
- 1963 im Juni : Erlangung der Hochschulreife durch Ablegen
des Abiturs am Kolleg der Schulbrüder, Illert.
- 1963 im November : Immatrikulation an der Technischen Hochschule
München, Fakultät: Allgemeine Wissenschaften,
Fach: Chemie
- 1964 im Juli : Exmatrikulation an der TH München
- 1964 im November : Immatrikulation an der Universität München,
Staatswirtschaftliche Fakultät,
Fach: Volkswirtschaft
- 1969 im Frühjahr : Abschluß des Studiums der Volkswirtschaft
und Ablegung der Diplomprüfung für Volkswirte.
Erhalt des Diploms.
- 1969 ab 15. August : Verwalter einer wissenschaftlichen Assistenten-
stelle am Institut für Statistik der Univer-
sität Mannheim
bis 30. Juni
- 1969 am 12. Dezember : Eheschließung mit Christa Tyroller
- 1972 ab 1. Juli : Verwalter einer wissenschaftlichen Assistenten-
stelle am Institut für Statistik und ihre
Anwendungen in den Wirtschafts- und Sozial-
wissenschaften
- 1973 am 26. Mai : Geburt des ersten Kindes, Franziska
Veronika Bauer

